

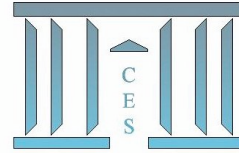


Documents de Travail du Centre d'Economie de la Sorbonne

C
E
S

W
o
r
k
i
n
g

P
a
p
e
r
s



Elasticité des bases fiscales (composées des profits des sociétés) en Europe

Nicolas CHATELAIS

2011.79



Élasticité des bases fiscales (composées des profits des sociétés) en Europe

Chatelais Nicolas

CES-TEAM, Université Paris I

Maison des Sciences Économiques

106-112, bd de l'Hôpital

75647 Paris cedex 13

Email : Nicolas.Chatelais@malix.univ-paris1.fr

Résumé :

Dans cet article, nous poursuivons plusieurs objectifs ; tout d'abord, il s'agit de regarder si la tendance à la baisse des taux d'imposition sur les profits des sociétés en Europe traduit bien une stratégie de concurrence fiscale et non une stratégie de duplication des politiques fiscales des pays voisins. Nous estimons l'ampleur des externalités fiscales des pays voisins sur le pays domestique en termes de flux de ressources imposables. Ainsi, nous testons l'hypothèse fondamentale de la littérature sur la concurrence fiscale : Le revenu imposable d'un pays dépend de la politique fiscale du pays domestique mais aussi de celles des pays voisins. Ensuite, nous discriminons les pays européens selon leur taille afin de vérifier la théorie de Bucovetsky (1991) et Wilson (1991) prédisant une plus forte élasticité des bases imposables dans les petits pays. Ainsi, nous regardons quelle est l'influence des taux d'imposition des petits et des grands pays sur la base imposable des pays européens. Nous calculons également les élasticités des bases fiscales selon le cas où elles sont localisées dans un grand ou dans un petit pays. Nous utilisons un panel de 25 pays européens sur la période 1995-2007 en utilisant des outils économétriques issue de l'économétrie spatiale. Nous montrons que la tendance commune à la baisse du taux d'imposition sur le profit des sociétés peut être expliquée en partie par l'existence d'externalités fiscales sous la forme de flux internationaux de ressources. Les résultats confirment les travaux empiriques récents sur des études de fonctions de réaction fiscale (Devereux & al 2002, Redoano, 2007). Ainsi les comportements de fixation des taux d'imposition sont interdépendants et est une preuve de la concurrence fiscale en Europe.

Néanmoins, les revenus imposables des entreprises réagissent de manière différente aux taux d'imposition domestiques et aux taux étrangers. En effet, nous trouvons que les bases situées dans les grands pays sont plus réactives aux taux d'imposition des autres pays et notamment de ceux des petits pays. Ainsi, les grands pays sont les perdants de la compétition fiscale européenne.

Mots clés : Élasticité bases fiscales, Concurrence fiscale, UE, taille de pays

Classification-JEL: E62, F21, F22, F23, H30, H32, H73, H77, R12

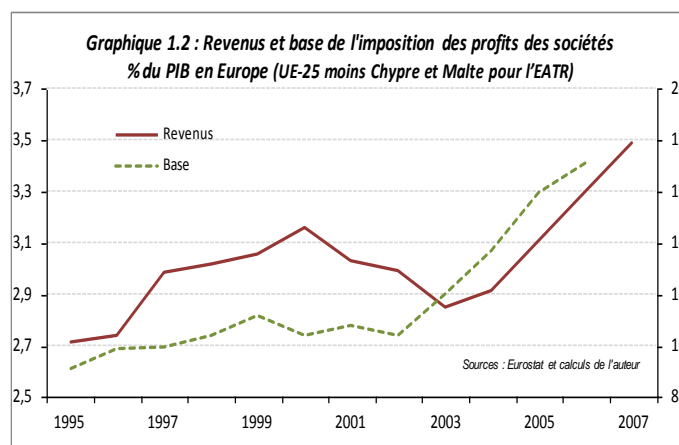
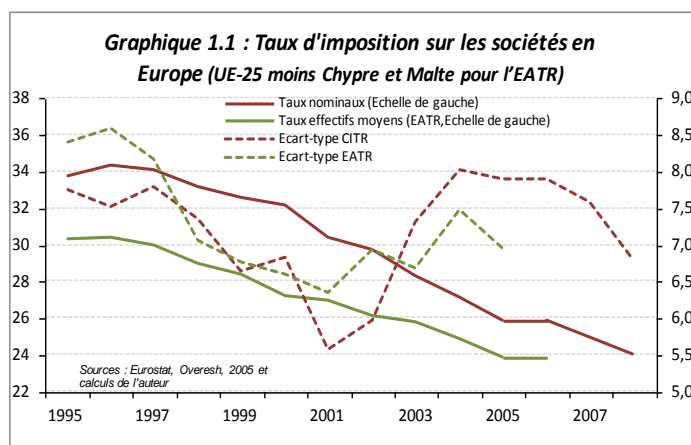
1 Introduction :

La mondialisation croissante des économies et des sociétés pousse à prendre de plus en plus en compte l'impact de la fiscalité sur les flux internationaux de capitaux et de revenus issus du capital entre les pays. Ainsi, avec l'intégration croissante de l'Union Européenne, chaque gouvernement doit internaliser l'importance de ces flux sur le bien être et par conséquent les contraintes que la mobilité du capital et des profits font peser sur les capacités à taxer les revenus du capital. Ainsi, d'après Bénassy-Quéré & *al.* (2005), un pays subit ou est influencé par la concurrence fiscale si :

- Les bases imposables mobiles répondent aux baisses des taux d'imposition en se relocalisant,
- La baisse des taux d'imposition dans des pays voisins produit une baisse des revenus fiscaux dans le pays domestique,
- Les baisses des revenus fiscaux doivent être compensées en augmentant la fiscalité d'autres bases (ex : travail, consommation...).

Nous nous intéresserons à la première condition dans cet article. Sur le plan théorique, Zodrow & Mieszkowski (1986) et Wilson (1999) ont montré que les gouvernements nationaux sont affectés par les politiques fiscales de leurs voisins par le biais de la création d'externalités fiscales. Ces externalités (citées ci-dessus) sont généralement négatives et provoquent une réduction du bien être du pays subissant cet effet de débordement. Ainsi, la hausse des opportunités d'investissements à l'étranger et l'importance croissante des firmes multinationales (FMN) au travers de leurs comportements à l'égard des politiques fiscales nationales ont renforcé l'imposition des revenus des entreprises comme un instrument éminemment important de politique économique stratégique pour chaque pays dans leur désir d'attirer du capital et des ressources fiscales. Rappelons que les modèles théoriques

sur la concurrence fiscale stratégique prédisent que les pays vont réduire leurs taux d'imposition sur les bases imposables mobiles en s'engageant dans une course au « moins-disant fiscal » afin d'éviter une fuite des capitaux ou des revenus imposables hors de leur territoire. Cette théorie a été très peu testée empiriquement. Si de très nombreuses recherches¹ ont été effectuées sur l'élasticité de la base fiscale vis-à-vis du taux d'imposition domestique, nous pouvons constater l'absence d'études empiriques sur l'élasticité des bases imposables vis-à-vis des taux d'imposition des pays voisins.



Le graphique 1.1 montre une forte baisse des taux d'imposition sur les sociétés en Europe entre 1995 et 2008. En moyenne le taux nominal était de 34% en 1995, pour finalement s'établir à 24% en 2009. Le taux d'imposition effectif moyen (EATR) a connu la même tendance à la baisse mais avec une chute moins prononcée. Ceci peut s'expliquer par le fait que les gouvernements ont baissé leur taux d'imposition mais ont élargi la base imposable en réduisant les niches fiscales, les déductions d'impôts ou les dépréciations (Devereux & al, 2002). Cette tendance à la baisse peut refléter une tendance des gouvernements à répondre plus intensément aux politiques fiscales des pays voisins. Ceci est vérifié par des études récentes de Devereux & al (2002), Altshuler & Goodspeed (2002), Redoano (2007) et Chatelais & Peyrat (2008). Tous trouvent une forte interdépendance entre les politiques fiscales des pays que se soit pour des pays de l'OCDE ou des pays européens en estimant des fonctions de réaction fiscales de type Nash ou Stackelberg. Dans cet article, nous allons nous intéresser au jeu de la concurrence fiscale au sein des pays européens. Pour cela, nous allons donc tester la réactivité de la base fiscale composée des revenus des sociétés aux taux d'imposition domestiques et étrangers. Autrement dit, nous allons vérifier si la corrélation spatiale entre les taux d'imposition est bien conduite par la concurrence fiscale et la mobilité des bases imposables. Dans Chatelais & Peyrat (2008), la présence de comportements stratégiques fiscaux entre les états européens avait été vérifiée; mais nous avons été dans l'impossibilité de conclure catégoriquement qu'il

¹ Voir la méta analyse de De Mooij et Ederveen (2003) sur l'élasticité des IDE aux taux d'imposition domestiques.

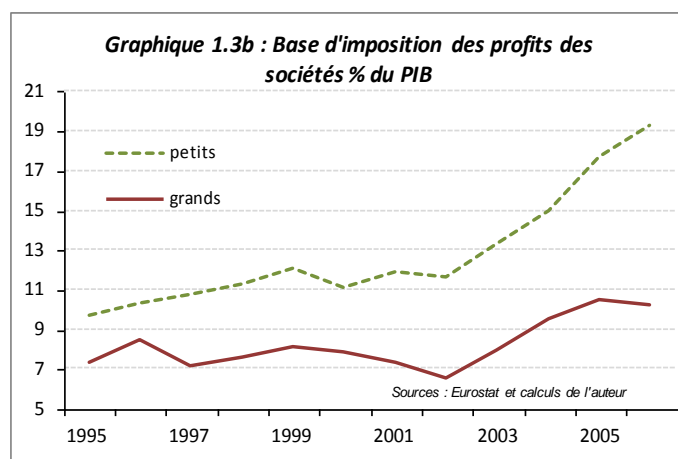
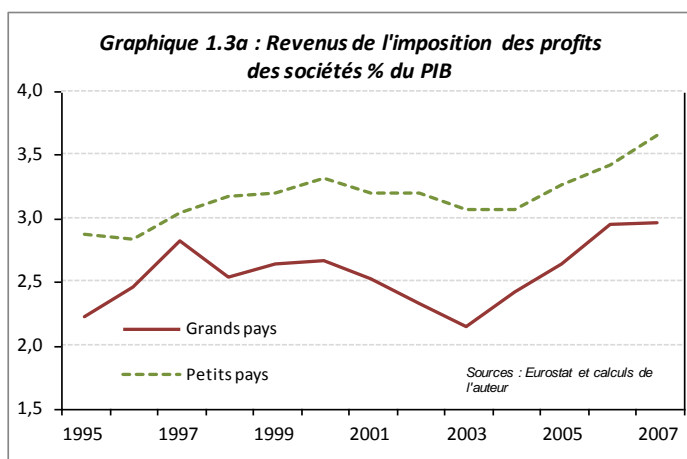
s'agissait bien d'une concurrence fiscale. Effectivement, les coefficients positifs trouvés pour les fonctions de réactions peuvent traduire une situation de concurrence fiscale ou de « comportements moutonniers »² des gouvernements qui suivent les politiques fiscales des autres pays à des fins politiques. Ainsi, si les revenus imposables réagissent bien à la fois aux taux d'imposition domestiques et étrangers, nous pourrions en conclure qu'il y a bien une concurrence fiscale en Europe.

Bien que la recherche empirique sur la concurrence fiscale se concentre souvent sur les taux d'imposition nominal, une variable importante à ne pas omettre est l'évolution des revenus fiscaux issus de l'imposition des profits des entreprises. La théorie sur la concurrence fiscale prédit que les pays fixent chacun leurs taux d'imposition en dessous de ceux établis dans les pays voisins, conduisant à un équilibre avec des taux d'imposition et des revenus fiscaux trop bas. A première vue, les faits semblent contredire la théorie car la baisse des taux d'imposition ne s'est pas accompagnée d'une baisse des revenus fiscaux (graphique 1.2). Au contraire, au cours de la période 1995-2007, les revenus fiscaux issus de l'imposition des sociétés ont fortement augmenté (multiplication par 2 en dix ans) alors que les taux d'imposition nominaux ont énormément baissé dans la plupart des pays européens. Cette tendance est confirmée par l'augmentation de 15% des revenus fiscaux en proportion du PIB pour l'ensemble des pays européens. Ceci s'explique car les revenus fiscaux ne dépendent pas uniquement des taux d'imposition, mais aussi du niveau des profits imposables déclarés par les sociétés³. Entre 1995 et 2007, le revenu imposable en proportion du PIB a augmenté de 75% en Europe, semblant indiquer que les gouvernements ont accompagné les baisses des taux d'imposition d'un élargissement des bases imposables. Ainsi, cette première approche indique une relation négative entre les taux d'imposition et les revenus de l'imposition des sociétés, c'est-à-dire que la base imposable est élastique par rapport aux taux d'imposition. Cependant, ce résultat n'est qu'une tendance pour l'ensemble de l'Union européenne et il semble exister des situations divergentes entre les pays européens.

Nous avons déjà vu précédemment que les petits pays imposent une pression à la baisse sur les taux nominaux des grands pays de l'EU-25 qui sont contraints de répondre en réduisant à leur tour leurs taux d'imposition sur les bases mobiles.

² « Yardstick competition » ou « tax mimicking » (Brueckner 2003, Griffith & Klemm 2004, Besley & Case, 1995 et Revelli 2005)

³ La base moyenne de l'impôt sur les sociétés est calculée en faisant le ratio revenus de l'imposition des sociétés/taux d'imposition nominal des sociétés.



Alors que les revenus de l'imposition en proportion du PIB (revenus de l'imposition des sociétés/PIB) ont augmenté au cours de la période 1995-2007 dans presque tous les pays (graphique (1.3a)), il faut noter que l'augmentation des profits imposables et des revenus de l'imposition a été inégale selon la taille des pays (graphique 1.3b). Même s'il apparaît que la croissance des revenus de l'imposition en pourcentage du PIB a été quasiment équivalente entre les grands pays et les petits, ces derniers ont connu une plus forte hausse de leur base imposable (+84%) que les grands pays (+42%). Certains pays comme le Danemark, Malte, la Slovénie ou encore l'Espagne ont connu une hausse de leurs revenus fiscaux supérieurs à la moyenne. Dans le même temps, l'Estonie, la Slovaquie et le Luxembourg ont vu leurs revenus fiscaux fortement décroître à la suite de la baisse des taux d'imposition sur le profit des sociétés. Nous constatons une baisse des taux d'imposition sur les profits des sociétés et une hausse des revenus fiscaux simultanée. Ainsi, apparemment, la concurrence fiscale augmenterait le bien-être. L'augmentation de la base fiscale est plus forte dans les petits pays que dans les grands. Le fait que les bases fiscales augmentent en même temps contredit l'argument théorique du transfert de bases entre deux pays à pression fiscale différente. Cependant, l'augmentation des bases imposables peut être expliquée par différents mécanismes. Tout d'abord, nous avons vu qu'il y a une hausse de la profitabilité des entreprises. Ensuite la baisse des taux dans les petits pays a pu attirer du capital productif de pays non européen. C'était clairement le cas de l'Irlande avant la crise de 2008 qui a attiré de nombreuses entreprises américaines qui sont venues s'installer sur son territoire afin de se rapprocher du marché européen.

Nous allons tester le résultat de Bucovetsky (1991) et Wilson (1991) : les petits pays font face à une base imposable plus élastique et donc fixent des taux d'imposition plus bas que les grands. A l'équilibre, les petits pays gagnent la concurrence fiscale et les grands la perdent. Un résultat majeur de cet article est que la base fiscale d'un pays composée des profits des entreprises est positivement et significativement affectée par les taux d'imposition sur les sociétés de ses voisins. Ainsi, nos résultats confirment que l'interdépendance des taux d'imposition observée en Europe, mesurée sous la forme de

fonction de réaction fiscale dans des études empiriques, peut être en partie expliquée par l'existence d'externalités fiscales. Nous pouvons donc valider l'hypothèse que la réduction des taux d'imposition est liée à la concurrence fiscale internationale pour les ressources mobiles. Les bases imposables des petits et des grands pays réagissent de manière similaire aux taux d'imposition domestiques mais cette réaction est très inférieure à l'élasticité croisée aux taux d'imposition des autres pays. La base imposable est plus affectée par les taux d'imposition des pays voisins que par les taux domestiques. De plus, la base fiscale des grands pays semble plus élastique aux taux d'imposition étrangers que celle des petits pays. La fuite de la base fiscale est accentuée car les taux d'imposition des petits pays ont plus d'influence que les taux des grands pays sur les bases imposables.

Dans un premier temps, nous ferons état de la littérature sur l'élasticité des bases imposables afin d'élaborer un modèle théorique (partie III) que nous estimerons économétriquement à l'aide d'outils issus de l'économétrie spatiale (partie IV). Enfin, nous déclinons nos résultats des estimations concernant les élasticités des bases imposables des petits et grands pays par rapport aux taux d'imposition des différents pays selon leur taille (partie V).

2 Élasticité des bases imposables : IDE ou profits des sociétés

Dans une première partie, nous allons faire référence à la littérature empirique traitant de la mobilité des bases imposables composées des IDE. Puis, nous expliquerons pourquoi nous avons choisi les profits des sociétés comme proxy de la base imposable au détriment des IDE.

2.1 La mobilité des bases imposables composées des IDE

La plupart des études empiriques traitant de la concurrence fiscale testent la mobilité des bases fiscales constituées des investissements directs étrangers (IDE). Les IDE ont une structure assez complexe et ne représentent peut être pas la meilleure variable pour prendre en compte la mobilité des ressources imposables. Pour être considéré comme IDE, il faut que l'investisseur contrôle plus de 10% de la firme. Il ya deux catégories d'IDE :

- Les transferts nets directs de la société mère vers une filiale étrangère à travers des actions ou des dettes.
- Les profits réinvestis par la filiale étrangère

Les IDE comprennent plusieurs types de d'investissements :

- Les investissements réels dans des usines ou équipements (PE)
- Les flux financiers sous forme de fusions et acquisitions (M&A). Selon l'OCDE, ces flux représentent 60% des IDE en 2000.
- Les Joint Ventures et les augmentations de capital.

Le choix d'entreprendre des IDE par une firme multinationale est complexe car il nécessite des décisions stratégiques. Pour Dunning (1981), une FMN cherche à maximiser la valeur de la firme et donc les IDE sont attirés si trois conditions⁴ sont présentes (Détention, Localisation et Internalisation) :

- Détention : Il doit y avoir un avantage de détention pour la FMN par rapport à la détention par une firme locale (exemples : connaissance technologique spécifique, connaissance organisationnelle spécifique, avantage de fiscalité),
- Localisation : Production à l'étranger à cause de quelques avantages local comparés. Sinon la FMN exporte au lieu d'investir,
- Internalisation : Il est attractif d'entreprendre des activités à l'intérieur de FMN plutôt que de les acheter ou de les emprunter (louer) à d'autres firmes.

La fiscalité peut affecter ces trois conditions par le traitement fiscal d'une firme étrangère relativement aux firmes domestiques. Les taux d'imposition peuvent aussi être un facteur qui détermine l'attractivité d'une localisation pour investir.

Les données d'IDE peuvent être problématiques car ses différentes composantes répondent différemment aux taxes. En particulier, seule une fraction des IDE fait référence à l'allocation de capital réel dans des usines ou équipements alors qu'au même moment, d'autres investissements d'entreprises contrôlées par des étrangers ne sont pas enregistrés comme IDE. Ainsi, il est difficile de trouver une élasticité du capital réel étranger correct avec des régressions qui utilisent des données agrégées d'IDE. Pour remédier à ce problème, des études ont pris les investissements en propriétés, usines et équipements. D'autres ont regardé le nombre de localisations étrangères plutôt que la quantité de capital.

La littérature empirique sur les effets de l'imposition est résumé par la méta analyse de de Mooij & Ederveen (2003) qui reportent une semi-élasticité des investissements directs étrangers aux taux d'imposition de -3,3. De Mooij & Ederveen (2003) effectuent une revue de la littérature sur l'impact de l'imposition des sociétés sur l'allocation des IDE. Ils rassemblent 25 études afin d'effectuer une méta-analyse et trouvent donc qu'une baisse d'un point de pourcentage du taux d'imposition dans le pays d'accueil provoque une hausse du flux d'IDE de 3.3%. Les résultats des différentes études dépendent des données (IDE, taux

⁴ Conditions OLI : Ownership-Location-Internalisation

d'imposition...). Cependant, nous pouvons noter qu'ils ne trouvent pas de différence dans la réponse selon le système d'imposition : crédit ou exemption d'impôt.

Les dernières contributions (Bénassy-Quéré, Fontagné & Lahrière-Revil 2005, Desai, Foley & Hines Jr. 2004 et Devereux & Griffith 1998, 2003) confirment ces résultats. Bénassy-Quéré, Fontagné & Lahrière-Revil (2005) montrent qu'une fiscalité des sociétés relativement élevée décourage l'entrée d'IDE même quand des variables de gravité et de fourniture de biens publics sont prises en compte. Par conséquent, bien que le potentiel de marché joue un rôle, le taux d'imposition des sociétés est un élément significatif expliquant les flux d'IDE. Le signe de l'écart entre le taux d'imposition sur les sociétés du pays domestique et celui du pays étranger joue également un rôle sur le flux d'investissements. En effet, des taux d'imposition inférieurs dans le pays receveur n'attirent pas d'investissement alors que des taux supérieurs découragent les nouvelles entrées d'IDE. De plus, l'impact du différentiel de taux dépend du régime fiscal (crédit ou exemption) en vigueur dans le pays d'origine.

Seuls quelques articles traitent des IDE dans les pays en transition. Carstensen & Toubal (2004) regardent les déterminants⁵ des IDE dans les pays d'Europe Centrale et Orientale (PECO). Les déterminants traditionnels tels que le potentiel de marché, le faible coût relatif du travail, la dotation relative en facteurs ont des effets plausibles. Buch, Kokta & Piazzolo (2003) ne trouvent pas de preuves de relocalisation des IDE dans les PECO. Bevan & Estrin (2000) trouvent que le risque pays, le coût du travail unitaire, la taille de marché du pays d'accueil et les facteurs de gravités déterminent les IDE. Frankel, Funkel & Stadtmann (2004) trouvent que les flux d'IDE en provenance des pays développés vers les pays émergents dépendent de la taille de marché, de la distance et du risque pays accueillant et la croissance économique. Kiroshita & Campos (2003) se concentrent sur les pays en transition et trouvent que les institutions, l'agglomération et l'ouverture commerciale sont les principaux déterminants. Aucune de ces études ne traitent de la fiscalité ou ne trouvent des résultats significatifs de l'impôt sur les IDE. Seuls, Bellak & al (2005) estiment une semi-élasticité de - 2.93 pour les pays des PECO à l'aide d'un panel de 35 relations bilatérales sur la période 1999-2002. Au niveau européen, Gorter & De Mooij (2001) suggèrent que les flux d'investissements intra-européen sont plus sensibles aux différentiels de taux que les flux continentaux.

Les différents IDE peuvent réagir différemment aux taux d'imposition (Auerbach & Hassett 1993). Les études utilisant des flux de d'IDE financiers ou des stocks ont des limites. Pour Auerbach & Hassett (1993), les IDE comprennent plusieurs composantes qui répondent différemment aux taux d'imposition. Ainsi, les études utilisant des flux d'IDE agrégés sont difficiles à interpréter et très influencées par la composition des IDE agrégés. Wolff (2005) étudie les déterminants de la taille des flux et la décision d'investir dans l'UE-25. Il utilise quatre mesures de flux d'IDE bilatéraux :

⁵ Pour plus de précisions sur les déterminants des IDE, se référer à la revue de la littérature empirique de Blonigen (2005)

- IDE totaux
- Flux de capital-actions
- Profits réinvestis
- Autres IDE

Ces composantes réagissent de manière différente aux taxes et aux déterminants macroéconomiques, reflétant les décisions d'investissement et les délocalisations des profits.

2.2 Choix de la base imposable composée des revenus des sociétés

Dans cet article, nous allons tester l'élasticité de la base fiscale aux taux d'imposition. Mais à la différence des articles cités précédemment, nous n'allons pas choisir les IDE comme variable représentant la base imposable mais les profits des sociétés en construisant notre propre mesure de la base imposable. Nous nous concentrons sur la mobilité des profits plutôt que sur celle des IDE (facteurs de production) car il nous semble que les profits réagissent beaucoup plus aux différentiels de taux d'imposition. En effet, la grande mobilité du capital ne signifie pas nécessairement une grande sensibilité des mouvements de capitaux aux différentiels de taux. C'est spécifiquement le cas pour les IDE :

- L'optimisation fiscale, via les transferts de prix et la dette intra-firme, permet aux firmes de localiser leurs profits là où l'imposition est la plus basse et de déconnecter la localisation des profits de l'activité (Hines & Rice, 1994 ; Hines & Hubbard, 1990 ; Bartelsman & Beetsma 2003),
- Une augmentation des taux d'imposition peut ne pas affecter les flux d'IDE une fois que les effets sur l'équilibre général sont pris en compte : une baisse du rendement après impôt dans le pays source (à cause de la hausse des taux d'imposition) induit une hausse du taux de rendement avant impôt à travers la baisse de l'investissement domestique. La hausse des taux peut même augmenter les flux d'IDE de pays à crédit d'impôt car les investisseurs de ces pays vont apprécier un rendement avant impôt plus élevé car ils seront partiellement rembourser des taux plus élevés dans le pays source (Scholes & Wolfson, 1990),

De plus, les IDE ne représentent qu'une fraction de la base imposable (Devereux 2007a) et ne dépendent pas uniquement du taux d'imposition mais aussi de beaucoup d'autres facteurs de localisation (infrastructures publiques, taille de marché, forces d'agglomérations, coûts du travail...). Ainsi, le modèle de concurrence imparfaite montre que la concurrence

fiscale peut être en accord avec des écarts de taux persistants (Haufler & Wooton, 1999) et donc que des écarts de taux n'impliquent pas forcément des flux d'IDE.

2.2.1 Comportement d'optimisation fiscale des entreprises

Les profits sont sujets à une double imposition : en particulier, une filiale étrangère est toujours sujette à l'imposition des revenus dans le pays source⁶. Ensuite ses profits peuvent être taxés sous l'imposition des revenus du pays d'origine de la maison mère. Pour éviter cela, beaucoup de pays ont des traités fiscaux bilatéraux basés sur la « OECD Model Tax Convention ». Dans l'UE, la directive Mère-Filiale assure que les pays adoptent soit un système de crédit ou d'exemption pour éviter la double taxation international à l'intérieur de l'UE :

- Système d'exemption (ou imposition territoriale) : le revenu étranger qui est taxé dans le pays source est exempté d'impôts dans le pays d'origine de la maison mère où la filiale est localisée.
 - Exemple : une firme française qui investit dans une filiale allemande est sujette uniquement à l'imposition des revenus de l'Allemagne. Les paiements des dividendes à la société mère française restent non taxés en France. Les pays qui adoptent le système d'exemption diffèrent avec l'application de ces exemptions. Dans quelques pays, des firmes peuvent réclamer des exemptions fiscales seulement s'ils contrôlent une part substantielle de l'entreprise ou quand un minimum d'impôt sur le revenu de la firme étrangère est payé. D'autres pays imposent des conditions moins dures sur la part de détention ou sur l'impôt payé à l'étranger.
- Système de crédit (imposition mondiale) : les dettes fiscales dans le pays source de la filiale sont créditées contre les impôts dans le pays d'origine de la mère.
 - Exemple : En 2005, le taux d'IS est de 19% en Slovaquie alors que le taux en Lituanie est de 15%. Comme la Slovaquie adopte le système de crédit, une entreprise slovaque qui gagne 100€ en Lituanie paient 15€ d'IS en Slovaquie et 4€ en plus en Slovaquie. Si la Slovaquie avait adopté le système d'exemption, l'entreprise aurait été uniquement sujette au taux d'IS en Lituanie.

Les gouvernements limitent généralement les crédits d'impôts étrangers que les firmes peuvent réclamer. En effet, si les paiements d'impôts à l'étranger excèdent la dette fiscale dans le pays domestique de la maison mère, les firmes sont usuellement autorisées à

⁶ host country : pays où l'entreprise produit.

réclamer un crédit pour la dette fiscale domestique (i.e. : exemption d'impôt). Ceci fait référence à un excès de crédit d'impôt à l'étranger. Si la dette fiscale dans le pays domestique de la maison mère excède le paiement de l'impôt à l'étranger, la société mère peut réclamer un crédit pour le paiement entier de l'impôt à l'étranger. Dans ce cas, il y a un déficit de crédit d'impôt à l'étranger.

Les pays à crédit d'impôt ont une application différente de ce système :

- L'excès de crédit étranger peut être compensé par un déficit de crédit d'impôt ailleurs,

Ou

- Des compensations sont autorisées en reportant le déficit du crédit étranger dans le temps.

Les pays qui adoptent le crédit d'impôt étranger pour éviter la double imposition permettent aussi de différer l'impôt. En particulier, les profits des filiales étrangères qui sont réinvestis dans une entreprise sont reportés jusqu'à ce qu'ils soient rapatriés dans la maison mère à travers le paiement des dividendes. Ceci rend l'impact de la fiscalité du pays domestique moins importante pour les investisseurs des pays à crédits d'impôt.

Sous le système de crédit d'impôt, la fiscalité des pays d'origine et des pays source exercent différentes incitations pour les sociétés mères à faire des IDE plutôt que sous le système d'exemption. En effet, les investisseurs exemptés sont seulement sujets à l'imposition dans le pays source. Par conséquent, l'impôt domestique n'a pas d'importance pour la quantité d'IDE. Au contraire, les investisseurs crédités seront taxés sur une base mondiale dans le pays domestique donc l'impôt du pays domestique importe. L'impact de la fiscalité du pays domestique dépend de la manière dont les IDE sont financés (transferts ou bénéfices non distribués) et s'il y a excès de crédit d'impôt étranger.

Si la société mère est dans un pays qui adopte le système d'exemption, un taux plus élevé dans le pays source le rend moins attractif du fait d'un rendement après impôt plus faible. Ainsi, la probabilité de localiser une usine dans le pays et la quantité d'investissement dans des usines ou en équipements sont plus faibles. Ceci tient pour les IDE financés par profits non distribués et le transfert d'actifs mais pas pour les investissements financés par dettes puisque les intérêts sont généralement déductibles des profits des entreprises. Pour les fusions et acquisitions, un taux plus élevé dans le pays source va probablement avoir de plus faibles implications car il affecte de la même manière les détenteurs domestiques et étrangers.

Dans le cas où la société mère est localisée dans un pays à crédit d'impôt, une imposition plus élevée dans le pays source produit des effets plus subtils sur les IDE. En particulier, si la FMN se retrouve en excès de crédit, le taux plus élevé dans le pays source n'est pas compensé par un crédit supérieur dans le pays domestique. Ainsi, l'effet sur les investissements réels dans le pays source sera le même que sous le système d'exemption. Si la FMN n'est pas en excès, un taux étranger plus élevé est compensé par une dette fiscale moins élevée de la société mère dans le pays domestique. Ainsi, un taux plus élevé dans le pays source n'aura pas d'implication sur les IDE.

Pour résumer, un taux d'imposition plus élevé dans le pays source va :

- Réduire les IDE dans le pays à exemption,
- Effets ambigus pour le pays à crédit :
 - Baisse des investisseurs si société mère est en excès de crédit
 - Hausse des détentions étrangères de capital des pays source.

2.2.2 Effets sur l'équilibre général

En général des impôts plus faibles n'augmentent pas uniquement le rendement net des investissements étrangers mais changent aussi le prix d'équilibre sur le marché des biens, les taux d'intérêts, les salaires et les taux de changes.

Scholes & Wolfson (1990) trouvent qu'un impôt effectif plus élevé dans le pays source peut augmenter la quantité d'IDE dans ce pays. Contrairement aux investisseurs domestiques, les investisseurs étrangers dans ces pays sont protégés de l'imposition plus forte dans le pays source. En effet, ces investisseurs étrangers reçoivent des crédits d'impôt du gouvernement du pays d'origine. Ainsi, alors que le rendement net baisse pour les entreprises du pays domestique, il reste constant pour les étrangers des pays à crédit d'impôt.

Lorsque les effets sur l'équilibre général sont pris en compte, le rendement du capital peut même augmenter pour les investisseurs étrangers de pays à système de crédit. Ceci est possible car le rendement plus faible dans le pays source peut augmenter le rendement avant impôt de ces investissements. En effet, si les investisseurs essayent d'échapper aux taux d'imposition supérieurs dans le pays source (les investisseurs domestiques ou les investisseurs de pays à exemption), la perte de capital va augmenter la productivité marginale de ce capital et donc le rendement avant impôt.

Plus généralement, la mobilité internationale du capital va assurer un rendement net uniforme donc un taux d'imposition plus élevé appelle à une augmentation du rendement

avant impôt. Ainsi, les investisseurs étrangers du monde entier peuvent gagner d'une imposition plus élevée dans le pays source : ils sont protégés de l'imposition plus élevée et bénéficient d'un rendement avant impôt plus élevé. Donc, les IDE peuvent être encouragés par un taux effectif plus élevé dans le pays source. Il peut y avoir d'autres effets : les pays avec forte imposition peuvent compenser avec des incitations à investir (subvention, infrastructure...). Ces effets peuvent influencer l'élasticité aux taux d'imposition (d'autres variables comme le taux d'intérêt, les infrastructures publiques...)

2.2.3 L'imposition des profits des entreprises est un meilleur proxy de la concurrence fiscale

L'analyse empirique de la concurrence fiscale au niveau international est vraiment importante étant donnée la grande hétérogénéité de l'imposition des bases mobiles (Devereux, 2007b, Barrios & al, 2008) et des potentielles distorsions causées par les externalités fiscales. Il y a plusieurs canaux par lesquels les différentiels des taux d'IS peuvent provoquer des externalités fiscales. Ainsi, nous pouvons noter trois formes de mobilité internationale des bases imposables :

- IDE (Hines 1999, Buettner 2002)
- Investissements de portefeuille étranger (Desai & Dharmapal 2007)
- Mobilité des profits (Profit shifting), (Clausing 2003 ; Huizinga & Laeven 2007; Huizinga & Nicodème, 2006 ; Huizinga, Laavene & Nicodème, 2008 ; Weichenrieder 2007)

A l'inverse de ces études, nous n'analysons pas un canal particulier mais nous nous concentrons sur l'impact de l'imposition des revenus des sociétés sur le niveau domestique agrégé des profits imposables. Une telle approche prend implicitement en compte que toutes les entreprises n'ont pas l'opportunité de s'engager dans des activités internationales pour échapper à des taux élevés.

En conclusion, la stratégie de baisse des taux des gouvernements peut avoir un faible impact sur les IDE puisque ces derniers peuvent refléter des décisions stratégiques par le management et sont donc principalement conduits par les coûts à long terme (comparés aux investissements de portefeuille qui réagissent plus directement aux changements de profitabilité). Comme les IDE contribuent aux investissements d'expansion, ils peuvent moins réagir dans le cas de nouveaux investissements. Etant donné le nombre élevé de facteurs de localisation qui sont significatifs dans le choix de localisation, les impôts peuvent avoir un poids relativement plus faible que d'autres. De plus, la possibilité des transferts de prix peut soustraire la charge fiscale pour les FMN.

Puisque seule une partie du stock du capital est sujette à la taxation du revenu des entreprises domestiques, nous allons nous concentrer sur la variabilité de la base imposable constituée des revenus des sociétés. Si les budgets des gouvernements sont en effet affectés par la fiscalité sur les ressources mobiles des autres pays, nous devrions trouver que la base imposable domestique est négativement affectée par le taux domestique et positivement affectée par les taux d'imposition des pays voisins. Basée sur un panel de 25 pays européens sur la période 1995-2007, nous présenterons une étude sur l'ampleur des externalités fiscales. Sur le plan local, Brett & Pinkse (2000), Buettner (2003), Brett & Tardif (2007) ont effectué les mêmes recherches.

3 Cadre théorique

Le modèle de concurrence fiscale sert de cadre pour aboutir à des fonctions de réactions fiscales des gouvernements nationaux de l'UE-25. Les fonctions de réactions développées par la suite, ayant pour fondements le modèle théorique de Brueckner (1999, 2003), ne traiteront que de la concurrence sur les taux d'imposition sur les sociétés, et non des taux d'imposition sur le revenu, la consommation, le foncier car nous n'avons pris en compte que la concurrence fiscale pour attirer les entreprises.

Ainsi, nous établirons deux types de fonctions de réactions selon le type de jeux pris en compte :

- Un équilibre de Nash dans lequel tous les pays fixent leur taux d'imposition simultanément ;
- Un équilibre de Stackelberg dans lequel un pays ou un groupe de pays fixe leur taux d'imposition dans un premier temps et le reste des pays de l'UE adoptent une attitude de suiveurs (follower).

Pour simplifier, nous construisons un modèle d'une Zone économique à deux pays, généralisable à n pays, où le capital (K_i) investi dans le pays i , $i = 1, 2$, est parfaitement mobile et le travail (L_i) est considéré comme un facteur de production fixe. Un bien numéraire de consommation privé x_i est produit en combinant les facteurs de production selon une technologie à rendements d'échelle constants. Cette fonction de production est donnée par $F(K_i; L_i)$, que l'on écrira sous la forme $f(k_i)$, où k_i est le nombre d'unité de capital par travailleur. Nous supposons que le nombre de travailleurs dans chaque pays i est égal à sa population. L'économie est constituée de deux biens de consommation, un bien privé x_i et un bien public g_i .

Un impôt est prélevé sur le capital investi dans chaque pays, avec t_i le taux d'imposition par unité de capital dans le pays i . La fonction de profit de l'entreprise dans le pays i est définie comme suit :

$$\Pi_i = f(k_i) - r.k_i - t_i.k_i \quad (3.1)$$

Avec r le taux d'intérêt commun de la zone

La maximisation du profit revient à égaliser la productivité marginale au taux d'intérêt plus le taux d'imposition :

$$f'(k_i) = r + t_i \quad (3.2)$$

Le rendement net d'impôt du capital est ainsi égal à la productivité marginale moins les taxes. Comme le capital est parfaitement mobile, les rendements nets doivent être égaux dans les deux pays :

$$f'(k_1) - t_1 = f'(k_2) - t_2 = r \quad (3.3)$$

Où r est le rendement net uniforme. On note \bar{K} , le capital disponible dans la zone, obtenant ainsi la condition suivante :

$$\bar{K} = L_1.K_1 + L_2.K_2 \quad (3.4)$$

Les dotations initiales en capital des pays de la zone sont égales et se repartissent de manières égales entre les travailleurs, conduisant aux dotations individuelles données par

$$k^* = \bar{K} / (L_1 + L_2).$$

Nous spécifions une fonction de production identique pour les entreprises entre les pays :

$$f(k_i) = \beta.k_i - \frac{\alpha.k_i^2}{2} \quad \text{où } \beta, \alpha > 0 \quad (3.5)$$

Ainsi, les équations (3.3) et (3.4) déterminent k_1 , k_2 , et r en fonction des taux d'impositions t_1 et t_2 .

$$k_1 = \frac{t_2 - t_1}{\alpha} \cdot \frac{L_2}{(L_1 + L_2)} + \frac{L_2}{L_1} k^* \quad (3.6)$$

$$k_2 = \frac{t_1 - t_2}{\alpha} \cdot \frac{L_1}{(L_1 + L_2)} + \frac{L_1}{L_2} k^* \quad (3.6')$$

Nous voyons clairement que l'élasticité du capital au taux d'imposition domestique est négative, $\partial k_1 / \partial t_1 = -\frac{L_2}{\alpha.(L_1 + L_2)} < 0$, montrant ainsi qu'une hausse des taux d'imposition

dans le pays 1 provoque une fuite des capitaux vers l'autre pays pour égaliser le rendement net toute chose égale par ailleurs. La dérivée du taux de rendement par rapport aux taux d'imposition, $\partial r / \partial t_i$, est aussi négative, indiquant que le rendement net est réduit par la hausse des taux d'imposition. A l'opposé, l'élasticité du capital au taux d'imposition du pays voisin est positive, $\partial k_1 / \partial t_2 = \frac{L_2}{\alpha \cdot (L_1 + L_2)} > 0$, montrant ainsi qu'une hausse du taux d'imposition sur le capital dans le pays voisin induit un flux de capital vers le pays.

Nous voulons identifier empiriquement la présence et l'ampleur des externalités fiscales horizontales prédit par les théories classiques sur la concurrence fiscale (Zodrow & Mieskowski, 1986), nous regardons ainsi l'impact des politiques fiscales sur une base fiscale mobile internationalement. Nous cherchons maintenant à déterminer les élasticités du capital dans chaque pays par rapport au taux du pays domestique et du pays étranger.

Asymétrie de taille des pays :

Bucovetsky (1991) et Wilson (1991) ont relâché l'hypothèse de symétrie en considérant deux pays identiques qui diffèrent seulement par leur taille de population. Nous postulons également que le pays 1 est plus grand que le pays 2, donc que $L_1 > L_2$. Ainsi, le capital par tête du petit pays est plus réactif au taux d'imposition domestique par rapport au capital du grand pays $\partial k_2 / \partial t_2 < \partial k_1 / \partial t_1 < 0$. De même, les élasticités croisées sont supérieures dans le petit pays, $\partial k_2 / \partial t_1 > \partial k_1 / \partial t_2 > 0$. Ainsi, le petit pays tire un plus grand avantage de la hausse des taux d'imposition dans le grand pays voisin. Bucovetsky (1991) et Wilson (1991) montrent que le grand pays a une incitation plus faible à attirer du capital au travers des réductions des taux d'imposition car en faisant cela, il va contribuer à une augmentation du taux d'intérêt qui va partiellement annuler les bénéfices de la réduction du coût du capital. A l'équilibre, le grand pays fixe des taux d'imposition plus élevés que le petit pays.

4 Spécification économétrique

4.1 Modèle

Les études économétriques se concentrant sur la concurrence fiscale entre les pays considèrent souvent des fonctions de réaction fiscale pour vérifier l'interdépendance spatiale des comportements de fixation des taux d'imposition⁷. Au contraire, dans cet article, nous avons suivi Brett & Pinkse (2000) et Buettner (2003) et nous avons analysé la

⁷ Voir Devereux & al (2002), Altshuler & Goodspeed (2002), Redoano (2002, 2007), Chatelais & Peyrat (2008)

concurrence fiscale en estimant l'élasticité de la base fiscale aux taux d'imposition domestique et étrangers. Nous nous sommes concentrés sur la base fiscale composée des profits des entreprises plutôt que sur celle composée du stock de capital. Ainsi, nous spécifions une première mesure de l'élasticité de la base imposable comme suit :

$$B_{it} = \alpha + \lambda_1 \tau_{it-1} + \lambda_2 \tau_{it-1}^* + \beta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

$$\text{Avec } \tau_{it}^* = \sum_j \omega_{ijt} \tau_{jt} \text{ et } \omega_{ijt} = 0 \quad \forall i = j$$

Où i représente le pays domestique ($i=1...25$) et j représente les pays européens autre que le pays i ($j=1...24$ et $i \neq j$). t représente la dimension temporelle $t=1...13$.

Comme les investisseurs et les entreprises ont besoins de temps pour réagir aux changements des taux d'imposition dans le pays domestique et dans les pays voisins, le niveau de profits déclarés imposables, B_{it} , est supposé dépendre du taux d'imposition de l'année précédente. Enfin, nous notons le taux d'imposition domestique et le taux d'imposition pondéré des pays voisins par τ_{it-1} et τ_{it-1}^* respectivement.

Si les profits imposables sont effectivement mobiles et attirés par des taux d'imposition sur les revenus des sociétés plus faibles dans les autres pays, une baisse des taux d'imposition dans les pays voisins devrait résulter sur une baisse de la base imposable domestique, reflétant une élasticité croisée positive au taux d'imposition. Au contraire, l'effet de son propre taux d'imposition sur la base imposable est attendu comme être négatif.

Etant donné la présence de nombreux taux d'imposition des pays voisins dans notre modèle, nous suivons Anselin (1988) et postulons une structure de dépendance spatiale entre les pays, ce qui nous permet d'estimer seulement un paramètre, λ_2 . Pour se faire, nous définissons plusieurs matrices de pondération, ω_{ijt} , afin de prendre en compte la proximité géographique ou l'influence économique des autres pays sur le pays domestique. Nous reprenons les mêmes matrices de pondérations présentées dans Chatelais & Peyrat (2008) à savoir deux pondérations économiques (PIB et relations commerciales) et deux pondérations géographiques (Distances bilatérales et localisation du pays par rapport au cœur de l'Europe). Les pondérations géographiques sont réalisées à partir de données dyadiques calculées par Mayer et Zignago (CEPII). Les pondérations économiques sont calculées à partir des données du PIB disponibles sur Eurostat.

Enfin, nous incluons des variables de contrôle, X_{it} , reflétant la performance macroéconomique des pays et des facteurs pouvant affecter l'attractivité des investissements.

Nous utilisons une régression en panel avec des effets fixes individuels (μ_i). Les effets pays sont supposés être des paramètres fixes car nous sommes intéressés par les corrélations entre les bases imposables et les taux d'imposition seulement entre les pays et non entre elles⁸.

Dans la première spécification, nous supposons que les élasticités des bases imposables sont égales entre les pays. Suivant Bucovetsky (1991) et Wilson (1991), nous discriminons entre les grands pays et les petits pays. Nous obtenons donc des élasticités différentes selon la taille des pays considérés :

$$B_{it} = \alpha + \lambda_1 \tau_{it-1} + \lambda_2 \tau_{it-1}^{*petit} + \lambda_3 \tau_{it-1}^{*grand} + X'_{it} \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

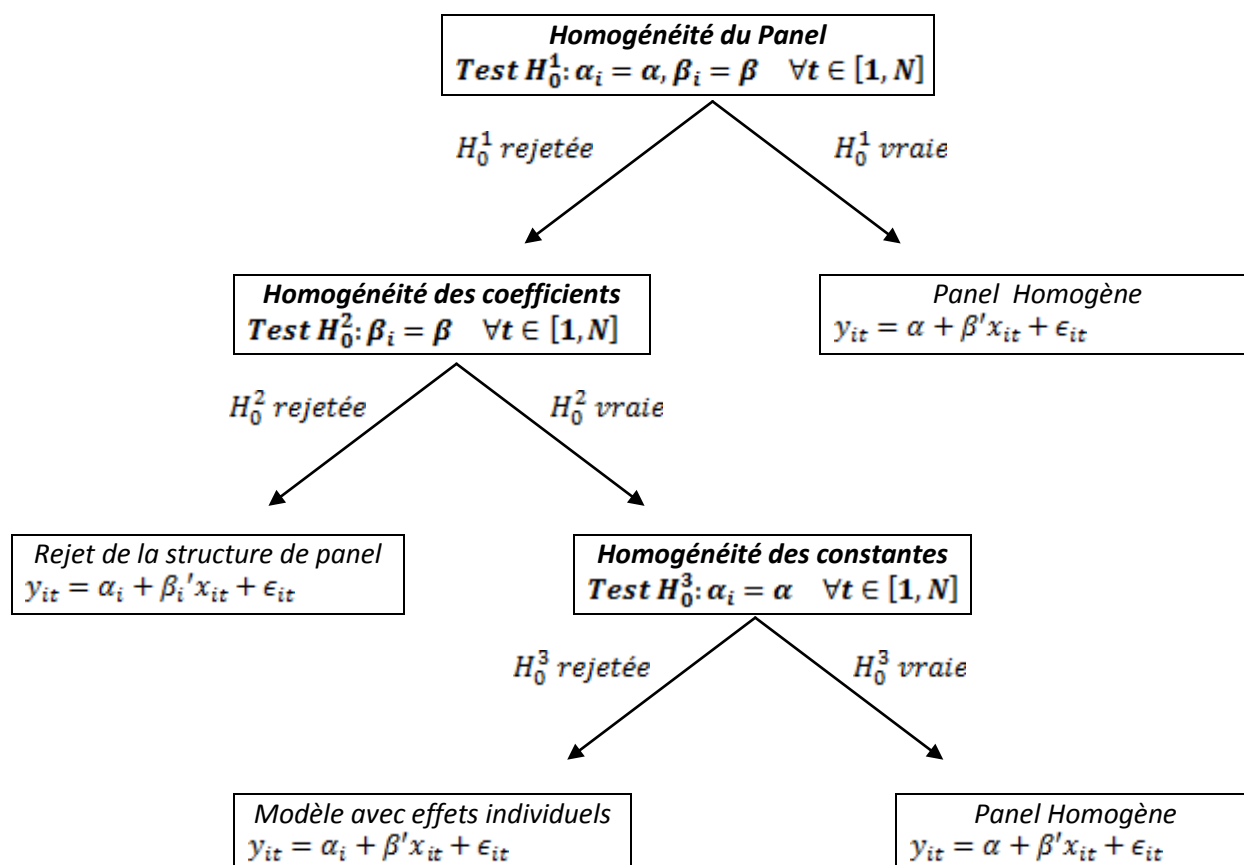
Selon les prédictions théoriques, nous nous attendons à ce que l'élasticité des bases fiscales des grands pays soit moins grande que celle pour la base des petits.

4.2 Estimation économétrique

Nous avons choisi d'utiliser des données en panel pour réaliser cette étude empirique. La plupart des articles portant sur la concurrence fiscale ont été réalisées à partir de données en coupe transversale (cross section). La méthode du panel présente plusieurs avantages ; elle nous a permis de prendre en compte la dynamique de la concurrence fiscale entre pays sans éliminer les effets liés aux informations de la dimension en coupe transversale. De plus, le panel réduit le risque de colinéarité entre variables explicatives puisque ces variables sont exprimées en deux dimensions. Enfin, cette méthode permet de remédier à la présence de variables omises invariantes dans le temps ou entre pays (caractéristiques inobservables propres à chaque individu et corrélées avec certaines des variables explicatives).

Avant de tester la spécification spatiale, il est impératif de déterminer la structure de notre panel selon la présence d'effets fixes (individuels ou aléatoires) ou de tendances temporelles. Pour cela, nous adoptons la procédure de tests d'homogénéité emboîtés présentée par Hsiao (1986)

⁸ Voir annexe pour les tests de Hsiao et d'Hausman pour la spécification des panels utilisés.



La première étape consiste à tester si les constantes et les coefficients sont identiques pour tous les pays. Cela correspond à une structure de panel parfaitement homogène. D'après les résultats obtenus⁹, nous ne pouvons accepter l'hypothèse nulle d'homogénéité des coefficients α_i et β_i . Nous passons donc à la deuxième étape de la procédure d'Hsiao afin de tester uniquement l'homogénéité des coefficients β_i . Sous l'hypothèse nulle, aucune restriction sur les constantes individuelles α_i n'est imposée. Ici, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'homogénéité des coefficients et nous retenons donc la structure de panel. Il est intéressant de remarquer que si nous avions rejeté cette hypothèse nulle, nous aurions du rejeter la structure de panel pour estimer nos séries et nous aurions été dans l'obligation d'effectuer les estimations en cross section. Dans une troisième étape, nous allons donc chercher à savoir si les constantes ont une dimension individuelle. Nous allons tester l'égalité des 25 constantes individuelles (sous l'hypothèse que les coefficients β_i sont identiques pour tous les pays). D'après les résultats obtenus, nous ne pouvons pas accepter l'hypothèse nulle d'égalité des constantes entre les pays. Le panel considéré est alors un panel avec effets individuels. C'est-à-dire que les 25 vecteurs β_i peuvent être considérés comme étant identiques entre les pays tandis que les constantes α_i diffèrent entre les 25 pays. Les paramètres α_i sont considérés comme étant des constantes déterministes propres à chaque pays. Ces paramètres peuvent correspondre à des variables structurelles

⁹ Voir Tableaux dans l'Annexe pour les résultats de tous les tests effectués.

inobservables qui ne varient pas dans le temps. Mais nous ne pouvons pas encore nous prononcer sur le type d'effets individuels. Pour savoir si ceux-ci sont fixes ou aléatoires, nous devons pratiquer le test d'Hausman. L'hypothèse testée concerne la corrélation des effets individuels et des variables explicatives :

$$H_0 : E(\alpha_i/X_i) = 0$$

$$H_1 : E(\alpha_i/X_i) \neq 0$$

La statistique d'Hausman à calculer pour réaliser le test de la spécification des effets individuels est la suivante :

$$H = (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_F)' [var(\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_F)]^{-1} (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_F)$$

$\hat{\beta}_A$ et $\hat{\beta}_F$ étant respectivement les coefficients obtenus en régressant le panel avec effets aléatoires et avec effets fixes. Sous l'hypothèse nulle H_0 , la statistique H suit asymptotiquement un Chi deux à K degrés de liberté. Ainsi, Sous H_0 , le modèle peut être spécifié avec des effets individuels aléatoires. Sous l'hypothèse alternative H_1 , le modèle doit être spécifié avec des effets individuels fixes. D'après les tests réalisés nous devons privilégier l'adoption d'effets individuels fixes pour les panels estimés. Le modèle à effets fixes permet d'obtenir des estimations convergentes, même lorsqu'il existe une corrélation entre les variables explicatives du modèle et des caractéristiques inobservables.

Mais, lors de l'estimation de (4.1) et (4.2), nous avons été confrontés à plusieurs problèmes souvent présents en économétrie spatiale (Anselin, 1988 et Anselin & al, 1996) : l'endogénéité des variables $\tau_{i,t}$ et la possible dépendance spatiale du terme d'erreurs.

4.2.1 Endogénéité des variables

La présence d'interactions stratégiques implique que les taux d'imposition, $\tau_{i,t}$, des différents pays sont déterminés conjointement. Effectivement, le modèle théorique impose une détermination conjointe des taux d'imposition dans un équilibre de Nash. Et cette simultanéité implique que la variable explicative est endogène, il existe donc une corrélation entre les résidus et les matrices de pondération. Cette corrélation implique que l'estimation des fonctions de meilleure réponse ne peut être effectuée avec la méthode des MCO.

Il existe deux méthodes pour résoudre ce problème d'endogénéité :

- Estimer (4.1) avec la méthode du Maximum de Vraisemblance (MV)
- Utiliser la méthode des Variables Instrumentales ou la méthode des Moments Généralisés (GMM) (Anselin 1988).

Ce problème d'endogénéité peut être évité en supposant que les interactions ont lieu avec un ou plusieurs temps de retard. Dans ce cas, $\tau_{j,t}$ serait remplacé dans (4.1) par $\tau_{j,t-n}$ où le nombre de retards devra être déterminé.

Nous avons choisi d'estimer l'équation (4.1) avec la méthode des GMM¹⁰. Cette méthode consiste à décorréler la variable endogène à l'aide d'instruments corrélés avec elle mais non avec le terme d'erreur. De plus, cette méthode est aussi consistante en présence du troisième problème économétrique potentiel qui peut être la dépendance spatiale des erreurs. Ces instruments sont extraits directement de l'ensemble des variables explicatives du modèle.

Lorsque qu'une estimation nécessite l'utilisation de variables instrumentales, il convient de tester leur validité. Pour cela nous avons effectué pour chaque régression un test de sur-identification de Sargan-Hansen. Nous pouvons noter dès à présent que ce test est aussi robuste si la régression est réalisée en dynamique.

4.2.2 Interactions spatiales et Dépendance spatiale des erreurs

Il faut à présent se soucier des éventuelles erreurs de spécification portant sur le type de dépendance spatiale. Dans ce modèle les taux d'imposition sont fixés de manière conjointe et nous nous intéressons donc à l'interaction spatiale des taux d'imposition. Nous devons donc dans un premier temps déterminer la présence ou non d'autocorrélation spatiale et si elle est détectée, la prendre en compte lors de la modélisation économétrique.

Mais dans les modèles spatiaux, en plus de cette interaction spatiale il peut s'ajouter une interaction entre les résidus : la dépendance spatiale des erreurs (ou autocorrélation spatiale des erreurs). Les résidus ne sont plus indépendamment et identiquement distribués (iid). La corrélation spatiale du terme d'erreur peut être interprétée comme une réaction similaire des États à un choc commun à cause des variables omises spatialement corrélées. Des tests du multiplicateur de Lagrange ou de Moran adaptés au modèle (Kelejian & Prucha, 1999, 2006 et Kelejian & al, 2007) permettent de vérifier l'existence ou non d'autocorrélation. En effet, lorsque la dépendance spatiale est ignorée, les estimateurs fournissent de mauvaises justifications empiriques de la présence d'interaction stratégiques.

Les tests de dépendance spatiale ont fait l'objet de nombreux développements. La statistique de Moran est le test le plus utilisé dans la détection de l'autocorrélation spatiale (Anselin & al, 1996). Le calcul de la statistique de Moran permet ainsi de déterminer pour

¹⁰ Nous avons également effectué les estimations avec la méthode des Variables instrumentales. Nous trouvons des résultats similaires avec les deux méthodes. Les résultats semblent donc robustes et ne sont pas soumis à la méthode d'estimation. Nous avons donc choisi d'utiliser les GMM afin de faire des estimations en dynamique.

chaque pays si le taux d'imposition est fixé de manière aléatoire par rapport à la proximité géographique (dans ce cas, la statistique n'est pas significative), et donc s'il existe une autocorrélation spatiale (positive ou négative) de la fixation des taux d'imposition entre les pays. L'autocorrélation spatiale est « la corrélation d'une variable avec elle-même attribuable à l'organisation géographique des données (Griffith, 1992) ». Pour vérifier la présence d'autocorrélation spatiale, nous avons opté pour l'indice de Moran. Ce coefficient se base sur la mesure des écarts par rapport à la moyenne (il est donc peu sensible aux valeurs aberrantes). La statistique de Moran est le rapport entre les covariances et la variance et s'écrit généralement sous la forme :

$$I = \frac{N}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{i,j} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad S_0 = \sum_i \sum_j w_{i,j}$$

Une fois l'indice calculé, nous devons comparer la valeur obtenue avec la valeur $-1/(n-1)$ qui marque l'absence d'autocorrélation spatiale ; n représentant ici le nombre de pays. Si $I > -1/(n-1)$, cela montre la présence d'autocorrélation spatiale positive. Remarquons que $-1/(n-1)$ tend rapidement vers zéro. Et donc, dans la pratique, l'indice de Moran est compris entre -1 et 1 et s'interprète comme un coefficient de corrélation classique. Nous considérons que l'autocorrélation spatiale est nulle lorsque l'indice se rapproche de 0. Si la valeur de l'indice est proche de -1, l'autocorrélation spatiale est négative (les pays voisins ont des taux d'imposition éloignés). A l'inverse, si la valeur est proche de 1, l'autocorrélation spatiale est positive (l'écart de taux sera d'autant plus faible que les pays seront proches). Cette statistique a été calculée pour les séries de taux d'imposition avec différentes pondérations (pondérations par le PIB, par la distance entre les pays et par les importations). Les résultats (présentés le tableau A.3.9 dans l'annexe 3) confirment l'existence d'autocorrélation spatiale positive. Remarquons également que l'indice de Moran est plus grand en 2008 que pour l'année 1995. Ces résultats peuvent suggérer que les interactions stratégiques entre pays sont plus intenses en 2008 qu'en 1995.

La corrélation spatiale étant démontrée, l'estimation de l'équation (4.1) ne peut plus être réalisée avec la méthode des MCO. Pour pallier à ce problème économétrique, deux méthodes d'estimations sont possibles qui fournissent des estimateurs convergents et robustes. La première consiste à régresser l'équation (4.1) avec la méthode du Maximum de Vraisemblance en prenant en compte la structure des résidus. Cette méthode a été explorée par Case & al (1993). L'autre méthode est celle des GMM. Kelejian & Prucha (1999, 2006) ont démontré qu'en présence de dépendance spatiale des erreurs la méthode des GMM, grâce à l'ajout de variables instrumentales, fournit une estimation robuste de β . Une variable est introduite pour lutter contre l'autocorrélation et est appelée variable endogène décalée. Elle est dite décalée car elle est pondérée : comme par exemple les matrices de pondérations que nous avons construites. Il faut noter que le choix des variables instrumentales influence l'efficacité des estimateurs et les instruments sont généralement

composés des variables explicatives, X_i , indépendantes des erreurs. D'après Kelejian et Prucha (1999, 2006), le modèle spatial que nous avons à régresser est de la forme suivante :

$$IS_i = c + aW(IS_j) + bX_i + \varepsilon$$

Avec IS_i le taux d'imposition ; IS_j , le taux d'imposition dans les autres pays, W la matrice de pondération dont nous détaillerons la construction dans la partie suivante ; X_i les variables explicatives indépendantes des erreurs, ε les résidus et enfin les coefficients a et b .

Une des spécificités du modèle spatial est l'introduction de ces matrices de pondération. Il s'agit de déterminer quelle est la structure des interactions spatiales et être capable de prendre en compte l'influence des pays voisins sur le pays domestique grâce à ces matrices de pondération.

4.2.3 Matrices de pondération

Dans la réalité, un pays a généralement plus d'un voisin, il est important d'ordonner l'influence de ses voisins sur le pays domestique en construisant des matrices de pondération. Ces pondérations vont permettre de mesurer l'impact d'un voisin sur un pays en lui assignant une valeur. Ainsi, nous allons évaluer l'influence pour chaque paire d'états.

Les poids de la matrice de pondération ω sont construits de façon à prendre en compte l'influence des taux d'imposition de chaque pays considéré comme « voisin » sur les taux d'imposition du pays domestique. Afin de cerner toutes les influences possibles, nous avons opté pour la construction de quatre matrices de pondération :

- Pondération Géographique :
 - Matrice de distance

- Distance entre pays : $\omega_{ij}^d = \frac{1}{d_{ij}} \bigg/ \sum_j \frac{1}{d_{ij}}$

Où ω_{ij}^d sont les éléments ij de la matrice de pondération ω^d et d_{ij} la distance géographique entre le pays i et le pays j . Contrairement à la majorité des études, nous ne prenons pas la distance entre les capitales de chaque pays, mais la distance pondérée, calculée par Mayer et Zignago (CEPII), en considérant plusieurs villes par pays afin de prendre en compte la distribution géographique de la population à l'intérieur du pays.

- Distance au centre (Belgique-Bruxelles) : $\omega_{ic}^d = \frac{1}{d_{ic}} \bigg/ \sum_j \frac{1}{d_{ic}}$

Tout comme pour la matrice précédente, la distance au centre est calculée en la pondérant par la répartition géographique à l'intérieur de chaque pays.

- Pondération Economique :

$$\circ \text{ PIB : } \omega_{ijt}^{pib} = \frac{1}{(PIB_{it} - PIB_{jt})} \bigg/ \sum_{jt} \frac{1}{(PIB_{it} - PIB_{jt})}$$

La pondération par le PIB reflète la symétrie de taille économique des pays j avec le pays domestique.

$$\circ \text{ Importation : } \omega_{ijt}^{import} = M_{ijt} \bigg/ \sum_{jt} M_{ijt}$$

La matrice de pondération par les importations prend en compte le poids des importations en provenance du pays j dans le total des importations du pays i . Ainsi, cette pondération de relation commerciale permet de prendre en compte les liens économiques ainsi que les processus d'externalisation de production industrielle.

La pondération par les distances ω_{ij}^d , où les pays les plus proches géographiquement ont une influence plus grande, semble être la plus évidente. Cependant, avec l'apport de la Nouvelle Économie Géographique, il nous a semblé important de construire une matrice de pondération par rapport au centre, supposé être Bruxelles dans notre étude, pour prendre en compte les forces d'agglomération dans le processus de fixation des taux d'imposition. En effet, plus un pays sera proche du centre et moins il sera influencé par les choix fiscaux des pays se situant à la périphérie de la zone. Ceci ne remet pas en cause notre hypothèse de départ dans laquelle les petits pays seraient la source de la concurrence fiscale, car ceux-ci se trouvent majoritairement à la périphérie de l'Union européenne.

Aux critères géographiques, nous ajoutons également une notion de « voisin économique » afin de prendre en compte la taille des pays et de leurs possibles comportements similaires. Effectivement, les grands pays ayant des structures économiques beaucoup plus lourdes que les petits pays, il semble évident qu'ils n'ont pas les mêmes capacités de réaction, que se soit dans la réactivité et dans l'ampleur des changements. Ainsi, nous prenons en compte une matrice de pondération par le PIB. Il convient de noter que cette matrice peut varier au cours du temps. Enfin, la matrice de pondération commerciale permet d'intégrer l'influence des politiques fiscales des pays ayant des liens commerciaux étroits.

4.3 Données

Nous estimons nos équations en utilisant des données de panel pour les 25 pays de l'Union européenne entre 1995 et 2007 en prenant comme variables explicatives le taux d'imposition nominal ou effectif moyen.

Le taux d'imposition nominal peut expliquer la localisation de la base imposable pour au moins deux raisons. Le taux d'imposition nominal ou nominal est connu de tous et ne nécessite pas d'information supplémentaire sur les règles de déductions ou d'amortissements, contrairement aux taux effectifs simulés. Par conséquent, les taux nominaux semblent être plus importants que les taux effectifs dans le processus de décisions d'investissement domestique et étranger des entreprises ainsi que dans les décisions de choix de portefeuille. Ensuite, dans la mesure où les FMN sont capables d'exploiter toutes les possibilités de déductions et d'amortissements dans chacune de leurs filiales, leur excès de revenu est taxé au taux nominal. Ainsi, les délocalisations des profits, qui contribuent aussi aux changements des bases imposables sont déterminées par le taux d'imposition nominal.

L'autre mesure de pression fiscale est le taux d'imposition effectif moyen (EATR). Il permet de mieux prendre en compte la charge fiscale réelle reposant sur les entreprises dans chaque pays. En effet l'EATR intègre dans son calcul le taux nominal plus tous les moyens que les gouvernements ont à leur disposition pour déterminer le système fiscal tels que les déductions, les exemptions, les amortissements... Ainsi, Devereux & Griffith (1998) suggèrent que l'EATR est la meilleure variable de décision non seulement pour les choix d'investissements des entreprises domestiques mais aussi pour les choix de localisation des FMN car ils mesurent comment le profit avant impôts est réduit par l'imposition.

Cependant, nous pensons que les entreprises prennent en premier lieu les taux nominaux en compte et non les taux effectifs. Nous pouvons avancer deux raisons à cela :

- EATR/EMTR ne sont pas disponibles pour l'ensemble des pays de l'UE-25 dans une définition cohérente
- L'EATR présuppose un actif et la structure de financement d'un projet d'investissement.

Pour cette étude, les taux nominaux apparaissent pour plus pertinents que les taux effectifs simulés car ils peuvent jouer un effet de signal à l'attention des entreprises. En effet, Devereux, Lockwood & Redoano (2004) ont prouvé que le taux d'imposition effectif marginal (EMTR) sur les sociétés n'est pas pertinent pour rendre compte d'interactions stratégiques. Ceci est conforme à nos attentes car ce taux sert plus à constater la rentabilité après impôt d'un investissement marginal. De plus, les firmes ajustent leur portefeuille d'actifs et leur moyen de financement de projet aux charges fiscales. Razin, Rubinstein &

Sadka (2005) proposent de prendre en compte ces incitations à l'aide des taux nominaux. Belack, Leibrech & Romish (2005) argumentent en faveur de la supériorité des taux théoriques de Devereux & al (2004) et montrent que l'information en coupe transversale contenue dans les taux nominaux est proche des mesures plus complexes.

La base imposable composée des revenus des sociétés est le montant de profits des entreprises sujet au taux d'imposition nominal sur les sociétés. Ce type de données n'étant pas disponible, nous construisons une base imposable en divisant les revenus issus de l'imposition des profits des sociétés par le taux d'imposition nominal¹¹ en vigueur dans le pays. Les données des revenus de l'imposition des sociétés sont issues d'Eurostat. Comme les revenus de l'imposition des sociétés sont enregistrés au moment du paiement de l'impôt, et que ce paiement a généralement lieu avec une année de délai, nous spécifions la base imposable de la manière suivante :

$$B_{it} = CITrev_{it+1} / \tau_{it}$$

La variable B_{it} , est exprimée en logarithme pour que les coefficients estimés soient interprétés comme des semi-élasticités.

En plus des taux d'imposition et des bases imposables, nous intégrons plusieurs variables de contrôles pouvant affecter la localisation de la base imposable. Ils comprennent des facteurs qui reflètent l'environnement macroéconomique du pays et des facteurs pouvant influencer la relative attractivité pour un investissement. Ainsi, des coûts du travail élevés sont supposés décourager les investissements. Au contraire, la taille de l'économie devrait avoir un rôle positif. En effet, les grandes économies sont capables d'attirer des investissements directs étrangers et de portefeuille (Desai & Dharmapala, 2007). Le taux de croissance de l'économie est également le signe de la performance du pays et devrait donc être un facteur attractif pour les bases imposables. Enfin, le taux de chômage devrait avoir un effet inverse. Généralement, ces variables ont un impact avec un an de retard car les entreprises ont besoin de temps pour réagir aux nouvelles conditions économiques. La présence de ces variables se justifie pour expliquer la localisation des profits. Le poids de contraintes spécifiques présentes dans les économies nationales étant pris en compte grâce à la méthode d'estimation : panel avec effets fixes individuels.

Nous avons estimé les modèles (4.1) et (4.2) en utilisant des données sur les pays de l'Union européenne à 25, avant l'intégration de la Bulgarie et de la Roumanie en janvier 2007, sur la période 1995-2007. Nous avons délibérément choisi de débiter la période

¹¹ Lorsqu'il existe plusieurs taux d'imposition nominaux dans un pays, nous prenons le taux d'imposition maximum. Ceci pour deux raisons : tout d'abord, ces sont les entreprises à hauts revenus telles que les FMN qui pratiquent l'optimisation fiscale ou qui sont capables de délocaliser leurs moyens de production. Ensuite, nous avons vu dans Chatelais & Peyrat (2008) qu'une grande partie des revenus fiscaux issue de la taxation des entreprises proviennent de l'imposition des entreprises à bénéfices élevés.

d'étude en 1995 car la majorité des pays de l'ex-Pacte de Varsovie et de l'URSS n'ont véritablement commencé leur orientation vers l'économie de marché que quelques années après leur émancipation. La variable explicative, $\tau_{j,t}$, est représentée par les taux nominaux maximums d'imposition sur les sociétés. Ces données sont issues de la Commission Européenne. Ce choix s'explique par l'importance de ce taux dans l'évaluation par les entreprises de la pression fiscale sévissant dans un pays. De plus, il représente plus de 40% des revenus de l'imposition sur les sociétés (Redoano, 2007). Nous nous concentrons uniquement sur les taux d'imposition sur les sociétés car il semble qu'ils soient le principal outil de concurrence fiscale entre les Etats ; la concurrence fiscale sur les hauts revenus étant plus marginale, et non prouvée (Devereux, Lockwood & Redoano, 2004).

5 Résultats

5.1 Élasticité des bases fiscales en Europe

Les résultats de l'estimation du modèle général, où les politiques fiscales sont supposées avoir le même effet dans tous les pays (voir équation (4.1)) sont reportés dans le tableau 5.1 pour les taux d'imposition nominaux et le tableau 5.2 pour les taux effectifs (EATR). Les quatre colonnes prennent en compte les élasticités selon les différentes matrices de pondération.

Comme prédit par la théorie classique sur la concurrence fiscale, la base imposable composée des revenus des sociétés est négativement affectée par le taux d'imposition domestique et positivement par les politiques fiscales des pays voisins. Les élasticités estimées sont significativement différentes de zéro pour les taux d'imposition nominaux (tableau 5.1). Ainsi, nous trouvons une semi-élasticité au taux domestique comprise entre -0.033 et -0.042 selon la matrice de pondération. Avec la pondération par le PIB, une augmentation du taux d'imposition sur les sociétés d'un point provoque une baisse de 3,3% de la base fiscale dans le pays domestique. Avec la matrice des distances bilatérales, cette même hausse du taux d'imposition induirait une baisse de 3.7% de la base imposable. En moyenne, la semi-élasticité est de -0.037 ce qui concorde avec les résultats des études sur l'élasticité des investissements directs étrangers (-0.03¹²).

¹² Voir la méta analyse de De Mooij et Ederveen (2003)

Tableau 5.1 : Élasticité de la base imposable aux taux nominaux pour l'ensemble des pays de l'UE sur la période 1995-2006

$$\text{Log}(\text{BASE}_{i,t}) = \text{cste} + \text{IS}_{i,t-1} + \text{W}_{i,t-1} + \text{X}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Variable dépendante : log(Base)

Estimation en panel avec la méthode des GMM et avec effets fixes individuels

| Variables explicatives | GDP | DW | Centre | Import |
|--------------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| Cste | -1,20 -0,54 | -4,89 -1,28 | -5,52* -1,85 | -0,78 -0,28 |
| IS_{it-1} | -0,033*** | -0,037*** | -0,035*** | -0,042*** |
| | -5,71 | -7,37 | -8,41 | -6,00 |
| W_{j,t-1} | 0,053** | 0,149* | 0,119* | 0,055* |
| | 1,99 | 1,94 | 1,86 | 1,72 |
| Log(PIB(-1)) | 2,31*** 7,25 | 2,57*** 4,24 | 2,56*** 8,34 | 2,26*** 4,41 |
| Croissance | 0,08*** 3,94 | 0,09*** 3,03 | 0,12*** 6,88 | 0,08*** 3,21 |
| Coût travail | -0,04*** -3,79 | -0,05** -2,48 | -0,03*** -3,98 | -0,05*** -3,08 |
| Chômage | -0,02*** -3,04 | -0,02** -2,29 | -0,01* -1,72 | -0,03* -1,70 |
| R ² | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 0,99 |
| J-stat | 9,05 | 10,20 | 1,82 | 17,85 |
| p-value | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,99 |
| Obs | 225 | 225 | 225 | 225 |

t-stat entre parenthèses

* signale la significativité statistique à 10%, ** à 5% et *** à 1%

L'élasticité croisée est elle aussi significative, positive et supérieure en valeur absolue à l'élasticité directe. En effet, pour chaque matrice de pondération, nous trouvons un coefficient plus grand que celui trouvé précédemment pour l'élasticité au taux domestique. Une augmentation d'un point des taux d'imposition dans les pays voisins implique un flux de revenus imposables de +5,3% ou de +14,9% l'année suivante dans le pays domestique respectivement pour les pondérations par le PIB et les distances bilatérales. Les résultats des estimations confirment que les entreprises font des comparaisons entre les politiques fiscales et plus particulièrement entre les taux nominaux des différents pays et qu'elles réagissent aux différentiels d'imposition au niveau international. Les entreprises semblent faire plus attention à la position géographique des pays voisins qu'aux critères économiques. En effet, l'élasticité de la base fiscale du pays domestique par rapport aux taux des pays proches géographiquement et proches du centre de l'Europe est de 0,149 et 0,119 ; alors que celle avec des pays ayant de fortes relations économiques et commerciales est de 0,05. Les critères géographiques semblent être très importants dans la prise de décision des entreprises. Ainsi, les entreprises du pays domestique connaissent peut être mieux les conditions fiscales des pays frontaliers que celles des pays plus lointains. De plus, les entreprises choisissant de s'installer dans un pays voisin ont toujours accès au marché

domestique. Les forces d'agglomération semblent également jouer un rôle dans la localisation des bases imposables. Ceci peut refléter les choix d'entreprendre des IDE.

Deux conclusions ressortent de ces estimations : La première est que les bases imposables réagissent à la fois négativement aux taux d'imposition domestique et positivement aux taux d'imposition des autres pays. La deuxième conclusion est que les bases réagissent plus aux taux d'imposition des pays voisins qu'aux taux du pays domestique. Ainsi, la politique fiscale des pays voisins semble plus importante que la propre politique fiscale du pays domestique dans la détermination de sa base imposable.

L'effet des variables de contrôle sur la base fiscale est conforme à la théorie. La taille économique et la croissance ont un impact positif sur la base imposable domestique alors que les coûts du travail et le taux de chômage ont une influence négative sur la localisation des profits imposables. Nous pouvons remarquer que l'amplitude de l'impact de chacune des variables est similaire pour chacun des matrices de pondérations prises en compte.

Les estimations des élasticités de la base fiscale aux taux d'imposition effectifs (EATR) des autres pays sont beaucoup moins concluantes et nous trouvons des résultats plus ambigus et non significatifs (tableau 5.2 a et b). Dans le cas (a), nous avons régressé la base imposable domestique sur le taux nominal domestique et les taux effectifs voisins. Les coefficients estimés pour l'élasticité directe sont de même ampleur que ceux trouvés précédemment. Par contre, les coefficients trouvés pour l'élasticité croisée ne sont pas significativement différent de zéro. Le tableau (b) représente les résultats des élasticités directes et croisées avec uniquement des taux effectifs. Les coefficients trouvés pour le taux d'imposition effectif domestique sont toujours significatifs et de même ampleur que les taux nominaux. Par contre, les élasticités croisées sont positives mais non significatives. La base imposable nationale réagit similairement au taux d'imposition effectif moyen domestique et au taux d'imposition nominal domestique. Par contre, la base fiscale domestique réagit uniquement aux taux nominaux étrangers et non aux taux effectifs étrangers. La complexité d'évaluer les taux effectifs pour une firme peut expliquer cela. Ainsi, une entreprise connaît bien le système fiscal du pays domestique et peut réagir aux changements de ses taux effectifs ; par contre, une évolution du système d'imposition des autres pays est beaucoup plus difficilement perceptible en termes de taux effectifs d'imposition.

Tableau 5.2a : Élasticité de la base imposable aux taux effectifs pour l'ensemble des pays de l'UE sur la période 1995-2006

$$\text{Log}(\text{BASE}_{i,t}) = \text{cste} + \text{IS}_{i,t-1} + \text{WEATR}_{i,t-1} + X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Variable dépendante : log(Base)

Estimation en panel avec la méthode des GMM et avec effets fixes individuels

| Variables explicatives | GDP | DW | Centre | Import |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Cste | -4,83 -0,94 | -0,95 -0,50 | -0,77 -0,23 | -7,53 -0,97 |
| IS_{it-1} | -0,034*** | -0,040*** | -0,045*** | -0,041*** |
| EATR_{j,t-1} | 0,129 1,52 | 0,056 0,96 | 0,045 1,31 | 0,201 1,16 |
| Log(PIB(-1)) | 2,62*** 3,99 | 2,25*** 8,12 | 2,31** 4,52 | 2,71*** 3,53 |
| Croissance | 0,10*** 6,99 | 0,08*** 5,62 | 0,06*** 7,82 | 0,12*** 3,54 |
| Coût travail | -0,02* -1,84 | -0,03*** -2,80 | -0,05*** -5,01 | -0,03*** -2,84 |
| Chômage | -0,03*** -2,83 | -0,02*** -2,97 | -0,03*** -2,64 | -0,03* -1,78 |
| R ² | 0,98 | 0,99 | 0,99 | 0,99 |
| J-stat | 13,35 | 11,61 | 17,18 | 10,83 |
| p-value | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Obs | 184 | 184 | 184 | 184 |

t-stat entre parenthèses

* signale la significativité statistique à 10%, ** à 5% et *** à 1%

La conclusion est que la base fiscale est plus sensible aux changements de taux d'imposition nominaux qu'aux changements des taux effectifs. Par construction, la base imposable est calculée comme le rapport entre les recettes fiscales et le taux d'imposition nominal, ainsi, ce résultat tend à montrer que le taux d'imposition implicite diffère du taux d'imposition effectif. Ceci peut avoir plusieurs explications. Tout d'abord, la variabilité de la base imposable peut être expliquée par des opérations purement comptables entre différentes unités d'une FMN qui sont taxées aux taux nominal national. Ainsi, de nombreux articles empiriques récents basés sur des données d'entreprises confirment l'importance de la mobilité des profits¹³. Ensuite, il est possible que les firmes soient peu informées de la charge fiscale effective et qu'elles reportent leurs choix d'investissement sur le critère du taux nominal. Le taux nominal joue ainsi comme effet de signal dans les décisions d'investissements et de localisations. Enfin ce résultat peut être attribué au rôle des FMN qui font face à des opportunités de diversifications mondiales et plus particulièrement au rôle des investissements de portefeuilles étranger comme moyen de diversification. Desai &

¹³ « profit shifting », voir Bartelsman & Beetsma (2003), Huizinga & Laeven (2007) et Weichenrieder (2007) pour une analyse empirique de l'importance des activités de profit shifting.

Dharmapala (2007) trouvent que le taux d'imposition nominal est un déterminant du ratio d'investissement de portefeuille étranger américain sur l'investissement direct étranger.

Tableau 5.2b : Élasticité de la base imposable aux taux effectifs pour l'ensemble des pays de l'UE sur la période 1995-2006

| Log(BASE _{i,t})=cste +EATR _{i,t-1} +WEATR _{i,t-1} + X _{i,t} +ε _{i,t} | | | | |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Variable dépendante : log(Base) | | | | |
| Estimation en panel avec la méthode des GMM et avec effets fixes individuels | | | | |
| Variables explicatives | GDP | DW | Centre | Import |
| Cste | -4,22* -1,79 | -7,19 -1,54 | -4,13 -1,53 | -5,84* -1,72 |
| EATR_{j,t-1} | -0,039*** | -0,027*** | -0,039*** | -0,036*** |
| WEATR_{j,t-1} | 0,009 0,25 | 0,074 0,67 | 0,015 0,22 | 0,032 0,35 |
| Log(PIB(-1)) | 3,11*** 6,93 | 3,30*** 7,02 | 3,12*** 8,21 | 3,36*** 11,50 |
| Croissance | 0,07*** 4,96 | 0,08*** 3,03 | 0,06** 2,46 | 0,06** 2,10 |
| Coût travail | -0,02* -1,71 | -0,02* -1,97 | -0,04* -1,89 | -0,04** -2,24 |
| Chômage | -0,02** -2,17 | -0,01 -1,53 | -0,02** -2,35 | -0,02** -1,99 |
| R ² | 0,98 | 0,98 | 0,98 | 0,98 |
| J-stat | 5,14 | 12,19 | 7,97 | 22,22 |
| p-value | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,99 |
| Obs | 184 | 184 | 184 | 184 |

t-stat entre parenthèses

* signale la significativité statistique à 10%, ** à 5% et *** à 1%

5.2 Différence d'élasticités entre les bases fiscales des grands pays et des petits

Nous voulons maintenant préciser les forces qui peuvent s'exercer sur les bases imposables. En particulier, nous voulons savoir comment agissent les taux d'imposition des pays voisins selon la taille du pays et comment réagit la base imposable selon la localisation de celle-ci. L'objectif de cette partie est, dans un premier temps, d'estimer l'élasticité de la base imposable aux taux d'imposition domestique et étrangers en discriminant les pays selon leur taille. Ensuite, nous considérons les élasticités directes et croisées des bases imposables des grands et des petits pays. Enfin, nous finissons par évaluer l'élasticité de la base imposable de ces deux groupes de pays par rapport à leur taux d'imposition respectif et à celui de l'autre groupe.

5.2.1 Élasticité de la base par rapports aux taux d'imposition des petits et des grands

Les résultats des estimations du modèle avec l'introduction des variables « grands pays » et « petits pays » sont donnés dans le tableau 5.3. Lorsque nous introduisons la distinction petits/grands dans l'estimation des élasticités des bases fiscales de l'ensemble des pays européens, nous trouvons des élasticités directes significatives quelque soit la matrice de pondération et légèrement inférieures (-0,32 en moyenne) à celles trouvées dans la partie précédente. Là encore, les élasticités croisées sont supérieures en valeurs absolues à l'élasticité directe. Nous trouvons que l'élasticité croisée est différente selon le taux d'imposition du groupe de pays pris en considération. Pour toutes les matrices de pondération, l'élasticité de la base fiscale aux taux d'imposition des petits pays est toujours supérieure à celle estimée par rapport aux taux des grands pays. Par exemple, tenant compte de la proximité géographique comme facteur d'influence, une baisse d'un point de pourcentage du taux d'imposition sur les profits des sociétés dans les petits pays induira une fuite de 20% de la base imposable dans le pays domestique. La même baisse de taux dans les grands pays ne provoquerait qu'une baisse de 9,3% des profits imposables dans le pays domestique. Cet écart subsiste si nous tenons compte des pondérations économiques mais est de moindre importance.

Les coefficients estimés pour les variables de contrôle sont similaires à ceux trouvés dans la première régression. Ainsi, les deux principaux résultats sont que la base imposable réagit toujours plus aux taux d'imposition des petits ou grands pays étrangers qu'au taux du pays domestique ; la base imposables européenne réagit plus aux changements de taux d'imposition dans les petits pays qu'aux changements de taux dans les grands pays.

5.2.2 Élasticité de la base des petits et grands pays

Dans cette section, nous estimons l'élasticité de la base fiscale des petits pays (tableau 5.4) et des grands (tableau 5.5) afin de déterminer si l'un des deux groupes est le plus sujet à la concurrence fiscale. Pour commencer, les coefficients estimés pour l'élasticité aux taux domestiques sont légèrement plus grands dans les grands que pour les petits pays. Les bases imposables réagissent quasiment dans les mêmes proportions au changement de taux d'imposition domestique quelque soit la taille du pays. Les grands pays n'ont qu'un faible pouvoir sur la localisation de leur base fiscale. Par contre, l'élasticité croisée de la base fiscale des grands pays est sensiblement supérieure à celle estimée pour la base des petit pays. Par exemple, face à une baisse d'un point de pourcentage du taux d'imposition dans les pays étrangers proches géographiquement, les grands pays pourront apprécier une baisse des revenus imposables de 12% alors que cette fuite ne sera que de 7% dans les petits

pays. Là encore, la proximité géographique des pays pratiquant la concurrence fiscale est importante car l'élasticité de la base imposable est supérieure à celles trouvées pour les pondérations économiques. En conclusion, la base imposable des grands pays est plus sensible que celle des petits pays aux politiques fiscales des pays voisins.

Tableau 5.3 : Élasticité de la base imposable de l'ensemble des pays de l'UE aux taux nominaux des grands et des petits pays de l'UE sur la période 1995-2006

$$\text{Log}(\text{BASE}_{i,t}) = \text{cste} + \text{IS}_{i,t-1} + \text{WGrands}_{i,t-1} + \text{WPetits}_{i,t-1} + X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Variable dépendante : log(Base)
Estimation en panel avec la méthode des GMM et avec effets fixes individuels

| Variables explicatives | GDP | DW | Centre | Import |
|--------------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|--------------------------|
| Cste | -1,63 -0,34 | -12,03*** -2,91 | -13,39** -2,42 | 1,59 1,51 |
| IS_{it-1} | -0,041*** | -0,027*** | -0,031** | -0,031*** |
| WGrands_{j,t-1} | -6,60 0,086** | -4,24 0,093** | -2,52 0,016 | -9,05 0,045*** |
| WPetits_{j,t-1} | 2,38 0,119* | 2,35 0,200** | 0,26 0,178* | 3,82 0,085*** |
| Log(PIB(-1)) | 1,86 1,63** | 1,99 2,95*** | 1,89 4,01*** | 6,06 2,29*** |
| Croissance | 2,00 -0,01 | 7,17 0,12*** | 4,05 0,01 | 12,18 0,06*** |
| Coût travail | -0,30 -0,08*** | 4,67 -0,05*** | 0,16 -0,15*** | 4,51 -0,03*** |
| Chômage | -8,17 -0,04** | -2,82 -0,01 | -8,69 -0,01 | -3,88 -0,02** |
| | -2,41 | -1,12 | -1,14 | -2,19 |
| R ² | 0,98 | 0,98 | 0,98 | 0,98 |
| J-stat | 16,53 | 8,71 | 1,61 | 0,41 |
| p-value | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Obs | 250 | 250 | 250 | 250 |

t-stat entre parenthèses

* signale la significativité statistique à 10%, ** à 5% et *** à 1%

Ces résultats sont surprenants car ils contredisent la théorie selon laquelle l'élasticité de la base fiscale est plus grande dans les petits pays que dans les grands (Bucovetsky, 1991 et Wilson, 1991). En effet, l'élasticité directe est égale, voir très légèrement supérieure dans les grands pays. Ce résultat est confirmé lorsque nous regardons les élasticités croisées. Quelque soit la matrice de pondération prise en compte, l'élasticité de la base fiscale aux taux d'imposition des pays voisins est toujours plus élevée dans les grands pays que dans les petits. Face à la baisse générale des taux d'imposition en Europe, les grands pays ont un désavantage : leur base imposable est plus élastique que celle des petits pays aux taux des

pays voisins. Les grands pays ne peuvent réagir en baissant leurs taux car cette baisse est relativement inefficace étant donné que l'élasticité croisée est très largement supérieure en valeur absolue à l'élasticité directe. Cette politique est d'autant plus inefficace que les grands pays font face à des dépenses budgétaires structurelles beaucoup plus importantes que les petits pays et ne peuvent donc pas réduire indéfiniment la pression fiscale. Ainsi la base imposable des grands pays étant plus sensible à la concurrence fiscale, ces derniers sont les perdants de la concurrence fiscale en Europe.

Tableau 5.4 : Élasticité de la base imposable des petits pays aux taux nominaux sur la période 1995-2006

| Log(BASE _{i,t})=cste +IS _{i,t-1} +W _{i,t-1} + X _{i,t} +ε _{i,t} | | | | |
|--|------------------|-----------------|-----------------|------------------|
| Variable dépendante : log(Base) | | | | |
| Estimation en panel avec la méthode des GMM et avec effets fixes individuels | | | | |
| Variables explicatives | GDP | DW | Centre | Import |
| Cste | 3,66 1,48 | -4,61 -1,58 | 2,81 0,82 | 4,52*** 3,17 |
| IS _{it-1} | -0,043*** | -0,04*** | -0,05*** | -0,045*** |
| | -6,97 | -6,63 | -8,34 | -12,99 |
| τ _{j,t-1} | 0,051* | 0,06** | 0,07** | 0,066*** |
| | 1,93 | 1,70 | 1,70 | 3,07 |
| Log(PIB(-1)) | 1,45** | 3,07*** | 1,60*** | 1,07*** |
| | 2,56 | 4,31 | 2,81 | 2,92 |
| Croissance | 0,06*** | 0,10*** | 0,05* | 0,07*** |
| | 2,81 | 4,20 | 1,97 | 2,84 |
| Coût travail | -0,05*** | -0,05*** | -0,08*** | -0,06*** |
| | -4,16 | -3,72 | -4,67 | -6,02 |
| Chômage | -0,04*** | 0,01 | -0,04*** | -0,04*** |
| | -4,08 | 0,17 | -3,86 | -3,74 |
| R ² | 0,98 | 0,98 | 0,98 | 0,98 |
| J-stat | 9,46 | 6,39 | 12,28 | 6,72 |
| p-value | 1,00 | 1,00 | 0,87 | 1,00 |
| Obs | 200 | 200 | 180 | 200 |

t-stat entre parenthèses

* signale la significativité statistique à 10%, ** à 5% et *** à 1%

Tableau 5.5 : Élasticité de la base imposable des grands pays aux taux nominaux sur la période 1995-2006

| Log(BASE _{i,t})=cste +IS _{i,t-1} +W _{i,t-1} + X _{i,t} +ε _{i,t} | | | | |
|--|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| Variable dépendante : log(Base) | | | | |
| Estimation en panel avec la méthode des GMM et avec effets fixes individuels | | | | |
| Variables explicatives | GDP | DW | Centre | Import |
| Cste | 18,74*** 8,18 | 12,65*** 4,46 | 12,02*** 3,42 | 14,95*** 7,01 |
| IS _{it-1} | -0,050*** -2,83 | -0,06*** -3,15 | -0,082*** -3,04 | -0,057** -2,53 |
| τ _{j,t-1} | 0,087* 1,91 | 0,118** 1,73 | 0,140* 1,70 | 0,089** 2,36 |
| Log(PIB(-1)) | -1,27*** -2,76 | -0,53 -1,44 | -0,61** -2,21 | -0,70* -1,86 |
| Croissance | -0,12 -1,28 | 0,13 1,03 | -0,03 -0,38 | -0,11 -1,10 |
| Coût travail | 0,09*** 4,62 | 0,08*** 8,72 | 0,10*** 4,88 | 0,07*** 4,49 |
| Chômage | -0,11** -2,24 | -0,10** -2,23 | -0,08* -1,76 | -0,11** -2,29 |
| R ² | 0,58 | 0,41 | 0,31 | 0,52 |
| J-stat | 2,41 | 0,11 | 1,12 | 0,97 |
| p-value | 0,97 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Obs | 45 | 45 | 45 | 45 |

t-stat entre parenthèses

* signale la significativité statistique à 10%, ** à 5% et *** à 1%

Nous avons vu que la base imposable constituée des profits varie en fonction des taux d'imposition domestiques et étrangers, nous devons également évaluer la sensibilité de cette base aux écarts de taux d'imposition entre pays. En effet, deux pays peuvent pratiquer une politique de baisse des taux d'imposition sans que celle-ci ne soit bénéfique pour aucun pays car l'écart de taux sera resté le même entre les deux pays. Ainsi, les entreprises n'ont pas intérêt à délocaliser leurs profits dans le pays voisin. Au contraire, si l'un des deux pays effectue une baisse de taux supérieure en valeur absolue à celle du pays voisin, l'agrandissement de l'écart de taux sera donc bénéfique pour le premier et néfaste pour le second.

Tableau 5.6 : Élasticité de la base imposable aux écarts de taux nominaux sur la période 1995-2006

$$\text{Log}(\text{BASE}_{i,t}) = \text{cste} + (\text{IS}_{i,t-1} - \text{IS}_{i,t-1}^*) + X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Variable dépendante: log(base)

Estimation en panel avec la méthode des GMM et avec effets fixes individuels

| Variables | Base des 25 pays | | Base des 20 petits pays | | Base des 5 grands pays | |
|---------------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|
| | GDP | DW | GDP | DW | GDP | DW |
| Cste | 0,56 0,35 | 0,21 0,13 | 4,19* 1,97 | 4,43* 1,90 | 15,63*** 17,19 | 15,75*** 6,94 |
| $(\tau_{it-1} - \tau_{it-1}^*)$ | -0,037*** -11,46 | -0,038*** -7,67 | -0,045*** -9,15 | -0,049*** -9,64 | -0,059** -2,19 | -0,062*** -3,62 |
| Log(PIB(-1)) | 2,13*** 6,30 | 2,13*** 6,83 | 1,43*** 2,74 | 1,36** 2,48 | -0,62*** -4,83 | -0,65** -2,09 |
| Croissance | 0,05** 2,23 | 0,07*** 4,02 | 0,04* 1,81 | 0,05** 2,13 | 0,14** 2,23 | 0,13** 2,69 |
| Coût travail | -0,05*** -4,67 | -0,04*** -2,64 | -0,06*** -5,16 | -0,06*** -4,62 | 0,06** 10,33 | 0,07*** 6,08 |
| Chômage | -0,02** -2,58 | -0,02** -2,32 | -0,04*** -3,01 | -0,03*** -3,92 | -0,12* -1,90 | -0,10** -2,69 |
| R ² | 0,99 | 0,99 | 0,98 | 0,98 | 0,76 | 0,61 |
| J-stat | 7,14 | 6,96 | 16,42 | 12,40 | 4,63 | 5,90 |
| p-value | 1,00 | 1,00 | 0,96 | 0,99 | 0,79 | 0,75 |
| Obs | 250 | 250 | 200 | 200 | 45 | 45 |

t-stat entre parenthèses

* signale la significativité statistique à 10%, ** à 5% et *** à 1%

Au regard du tableau 5.6, il apparaît que l'écart de taux d'imposition est bien significatif dans la détermination de la localisation des bases imposables. En effet, un écart d'un point de taux d'imposition en faveur des pays étrangers provoque un flux de ressources imposables de 4% en provenance du pays domestique. Il est également remarquable que la base imposable localisée dans les grands pays est plus sensible (0,06) aux écarts de taux d'imposition que celle des petits pays (-0,05). Ainsi, les grands pays semblent plus souffrir de la concurrence fiscale que les petits pays de l'Union Européenne dans le cas où ils ont un écart de taux défavorable.

Enfin, si nous regardons précisément la réaction des bases fiscales des différents pays aux différents taux, les résultats trouvés précédemment sont confirmés (tableau 5.7). Tout d'abord, l'élasticité au taux domestique est légèrement supérieure en valeur absolue dans les grands pays que dans les petits. La politique fiscale des grands pays est donc généralement plus efficace (pour une baisse du taux d'imposition) ou plus néfaste (pour une hausse du taux d'imposition) qu'une politique semblable qui serait élaborée par les petits pays (coefficients égaux à -0,04 et -0,03 pour les petits pays et à -0,06 et -0,05 pour les grands). Concernant la base imposable localisée dans les petits pays, celle-ci est plus élastique aux politiques fiscales des autres petits pays qu'à celles des grands pays. Au

contraire, les bases imposables des grands pays ne semblent pas réagir aux politiques fiscales des autres pays, qu'ils soient petits ou grands. Cependant, étant donné le faible nombre d'observations pour le groupe de grands pays, il est difficile de tirer des conclusions.

Tableau 5.7 : Élasticité de la base imposable des petits et des grands pays aux taux nominaux des grands et des petits pays sur la période 1995-2006

$$(1) \text{Log}(\text{BASEPetits}_{i,t}) = \text{cste} + \text{IS}_{i,t-1} + \text{WGrands}_{i,t-1} + \text{WPetits}_{i,t-1} + X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(2) \text{Log}(\text{BASEGrands}_{i,t}) = \text{cste} + \text{IS}_{i,t-1} + \text{WGrands}_{i,t-1} + \text{WPetits}_{i,t-1} + X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Variable dépendante : log(Base)

Estimation en panel avec la méthode des GMM et avec effets fixes individuels

| Variables explicatives | (1) Petits pays | | (2) Grands pays | |
|--------------------------------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|
| | GDP | DW | GDP | DW |
| Cste | 1,11 0,05 | -4,36 -1,11 | 15,07*** 4,21 | 33,49*** 7,98 |
| IS_{it-1} | -0,038*** | -0,028*** | -0,056* | -0,045* |
| | -3,77 | -3,15 | -1,84 | -1,84 |
| WGrands_{j,t-1} | 0,046 | 0,096*** | -0,017 | 0,041 |
| | 0,10 | 2,76 | -0,11 | 0,08 |
| WPetits_{j,t-1} | 0,078* | 0,131* | -0,003 | -0,574 |
| | 2,71 | 1,77 | -0,02 | -0,82 |
| Log(PIB(-1)) | 1,95* 1,79 | 1,92*** 3,83 | -0,21 -0,31 | -0,89* -1,86 |
| Croissance | 0,10*** 2,79 | 0,12*** 5,24 | 0,13** 2,23 | 0,12* 2,02 |
| Coût travail | -0,03 -1,34 | -0,04** -2,11 | 0,05*** 3,03 | 0,10*** 5,83 |
| Chômage | -0,05*** -2,72 | -0,07*** -7,49 | -0,08** -2,06 | -0,08 -1,24 |
| R ² | 0,98 | 0,98 | 0,71 | 0,82 |
| J-stat | 10,80 | 6,39 | 3,31 | 2,91 |
| p-value | 1,00 | 1,00 | 0,35 | 0,94 |
| Obs | 54 | 60 | 152 | 152 |

t-stat entre parenthèses

* signale la significativité statistique à 10%, ** à 5% et *** à 1%

5.3 Incidence de l'euro et des PECO

Il nous semble important d'évaluer l'effet que peut avoir l'intégration européenne sur la mobilité des profits imposables. Plus précisément, nous regardons si l'Union européenne a créé des distorsions selon deux angles : Le fait d'être un nouveau membre et le fait d'appartenir à la zone euro. Tout d'abord, il est souvent avancé que la concurrence fiscale européenne a pour origine les nouveaux pays membres (PECO) intégrés en 2004¹⁴, ainsi il est

¹⁴ Les nouveaux entrants sont composés des Pays d'Europe Centrale et Orientale (PECO) : Pologne, Hongrie, République Tchèque, Slovaquie, Lituanie, Lettonie, Estonie et Slovénie plus Chypre et Malte. Il faut ajouter à

important d'analyser la réactivité de la base fiscale aux taux d'imposition de ces nouveaux états membres. Dans un second temps, nous regardons si le fait d'appartenir à la zone euro augmente l'élasticité de la base imposable des pays considérés. Nous estimons donc la réactivité de la base fiscale aux taux d'imposition des anciens membres et des nouveaux membres (tableau 5.8) puis selon l'appartenance du pays à la zone euro (tableau 5.9) et nous faisons une estimation sur deux sous-périodes avec 2001¹⁵ comme année pivot (tableau 5.10).

D'après le tableau 5.8, il apparaît que la base fiscale européenne réagit dans les mêmes proportions aux taux d'imposition des anciens pays membres (0,10 et 0,088) et aux taux des nouveaux entrants, 0,11 et 0,08. Ainsi, en étant un nouvel état membre, ce pays n'a pas plus de pouvoir d'attractivité que les anciens membres en manipulant ses taux d'imposition toute chose égale par ailleurs.

Tableau 5.8 : Élasticité de la base imposable aux taux nominaux des anciens membres (non-NMS) et des nouveaux membres (NMS) sur la période 1995-2006

$$\text{Log}(\text{BASE}_{i,t}) = \text{cste} + W_{\text{NON_NMS},i,t-1} + W_{\text{NMS},i,t-1} + X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Variable dépendante : log(Base)

Estimation en panel avec la méthode des GMM et avec effets fixes individuels

| Variables explicatives | GDP | DW |
|----------------------------------|---------------------------|---------------------------|
| Cste | -2,77 -1,19 | -2,40 -0,98 |
| IS_{it-1} | -0,027*** -2,98 | -0,038*** -8,57 |
| W_{NON_NMS,i,t-1} | 0,089*** 3,94 | 0,101* 1,69 |
| W_{NMS,i,t-1} | 0,080* 1,71 | 0,108* 1,94 |
| Log(PIB(-1)) | 1,73*** 6,35 | 1,55*** 6,05 |
| Croissance | 0,05** 2,41 | 0,04** 2,03 |
| Coût travail | 0,03 0,66 | -0,03** -2,30 |
| Chômage | -0,03*** -3,11 | -0,02*** -3,04 |
| R ² | 0,99 | 0,99 |
| J-stat | 6,58 | 10,69 |
| p-value | 1,00 | 1,00 |
| Obs | 225 | 225 |

t-stat entre parenthèses

* signale la significativité statistique à 10%, ** à 5% et *** à 1%

cela l'intégration de la Roumanie et de la Bulgarie en 2007 mais ces derniers ne sont pas pris en compte dans l'étude.

¹⁵ Année de mise en circulation de l'Euro.

Si nous comparons ce résultat aux estimations du tableau 5.3, il apparaît que la base imposable constituée des bénéfices des sociétés réagit plus aux taux d'imposition des petits pays qu'aux taux des nouveaux membres. Ce résultat est important car il contredit l'idée souvent rependue que la concurrence fiscale est une stratégie des nouveaux entrants.

D'après les résultats du tableau 5.9, le fait d'appartenir à la zone euro semble avoir un impact sur l'élasticité directe au taux d'imposition domestique car nous trouvons des coefficients de -0,04 et -0,03 pour les pondérations par le PIB et les distances bilatérales. Les élasticités directes estimées pour les pays non membre sont légèrement supérieures. Par contre, il y a un effet « zone euro » car les pays participants à l'UEM ont une élasticité croisée inférieure à celles des pays uniquement membre de l'UE-25.

Tableau 5.9 : Élasticité de la base imposable des pays de la Zone euro et hors Zone Euro aux taux nominaux sur la période 1995-2006

$$(1) \text{Log}(\text{BASE_ZE}_{i,t}) = \text{cste} + \text{IS}_{i,t-1} + \text{W}_{i,t-1} + \text{X}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(2) \text{Log}(\text{BASE_horsZE}_{i,t}) = \text{cste} + \text{IS}_{i,t-1} + \text{W}_{i,t-1} + \text{X}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Variable dépendante : log(Base)

Estimation en panel avec la méthode des GMM et avec effets fixes individuels

| Variables explicatives | (1) Pays zone euro | | (2) Pays hors zone euro | |
|------------------------|--------------------|-----------------|-------------------------|-----------------|
| | GDP | DW | GDP | DW |
| Cste | -19,39** | -3,58 | 28,86*** | 17,45* |
| | -2,33 | -0,88 | 3,28 | 1,92 |
| τ_{it-1} | -0,04*** | -0,03*** | -0,05*** | -0,04*** |
| | -3,52 | -2,85 | -4,40 | -6,26 |
| τ^*_{it-1} | 0,10*** | 0,12** | 0,16* | 0,20** |
| | 3,57 | 1,77 | 1,73 | 2,13 |
| Croissance | 5,42*** | 2,36*** | -5,65** | -3,30 |
| | 3,87 | 3,85 | -2,11 | -1,55 |
| Log(PIB(-1)) | 0,13 | 0,01 | 0,01 | 0,07 |
| | 1,60 | 0,14 | 0,24 | 1,12 |
| Coût travail | -0,11*** | -0,07*** | -0,23*** | -0,18*** |
| | -3,32 | -2,91 | -3,75 | -3,71 |
| Chômage | 0,02 | -0,05*** | -0,15** | -0,07*** |
| | 0,89 | -2,82 | -2,59 | -3,03 |
| R ² | 0,94 | 0,97 | 0,95 | 0,98 |
| J-stat | 0,03 | 2,37 | 1,33 | 1,07 |
| p-value | 1,00 | 0,99 | 1,00 | 1,00 |
| Obs | 108 | 108 | 143 | 143 |

t-stat entre parenthèses

* signale la significativité statistique à 10%, ** à 5% et *** à 1%

Ce résultat est confirmé lorsque nous estimons l'élasticité avant et après l'introduction de l'euro (tableau 5.10). Les bases imposables sont devenues plus sensibles aux taux d'imposition domestiques et étrangers après l'introduction de l'Euro. Ainsi, la monnaie unique tend à faciliter la circulation des profits imposables (via les IDE ou les « transferts de profits ») entre les pays et a donc accru l'impact de la concurrence fiscale en Europe. En étant en position défavorable face aux petits pays dans la concurrence fiscale, les grands pays participants à la zone euro (France, Allemagne, Italie et Espagne) sont donc encore plus sensibles à la concurrence fiscale que le Royaume-Uni qui ne participant qu'à l'UE.

Tableau 5.10 : Elasticité de la base imposable aux taux nominaux pour l'ensemble des pays de l'UE sur les périodes 1995-2001 et 2001-2006

| (1) $\text{Log}(\text{BASE}_{i,t})_{[1995-2001]} = \text{cste} + \text{IS}_{i,t-1[1995-2001]} + \text{W}_{i,t-1[1995-2001]} + \text{X}_{i,t[1995-2001]} + \varepsilon_{i,t}$ | | | | |
|--|------------------|------------------|------------------|-----------------|
| (2) $\text{Log}(\text{BASE}_{i,t})_{[2001-2006]} = \text{cste} + \text{IS}_{i,t-1[2001-2006]} + \text{W}_{i,t-1[2001-2006]} + \text{X}_{i,t[2001-2006]} + \varepsilon_{i,t}$ | | | | |
| Variable dépendante : log(Base) | | | | |
| Estimation en panel avec la méthode des GMM et avec effets fixes individuels | | | | |
| Variables explicatives | (1) 1995-2001 | | (2) 2001-2006 | |
| | GDP | DW | GDP | DW |
| Cste | -2,63 | -7,90*** | -9,18* | -15,30 |
| | -1,05 | -2,79 | -1,79 | -1,15 |
| τ_{it-1} | -0,011*** | -0,025*** | -0,077*** | -0,042** |
| | -3,35 | -4,84 | -6,28 | -2,18 |
| τ^*_{it-1} | 0,037* | 0,080** | 0,047* | 0,120** |
| | 1,68 | 2,05 | 1,76 | 2,34 |
| Log(PIB(-1)) | 2,10*** | 3,14*** | 4,16*** | 4,65* |
| | 4,60 | 8,14 | 4,48 | 1,70 |
| Croissance | 0,06* | 0,11*** | 0,06*** | 0,52*** |
| | 1,97 | 6,26 | 3,03 | 3,97 |
| Coût Travail | 0,08* | 0,05* | 0,01 | 0,02 |
| | 1,81 | 1,87 | 0,53 | 0,49 |
| Chômage | 0,03*** | 0,00 | 0,03** | -0,07 |
| | 3,78 | 0,63 | 2,44 | -1,13 |
| R ² | 0,99 | 0,98 | 0,99 | 0,95 |
| J-stat | 4,18 | 0,00 | 1,45 | 1,63 |
| p-value | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Obs | 125 | 150 | 125 | 125 |

t-stat entre parenthèses

* signale la significativité statistique à 10%, ** à 5% et *** à 1%

6 Conclusion

La concurrence fiscale est une question importante au cœur de l'intégration européenne. Beaucoup de travaux théoriques et empiriques ont été consacrés à ce sujet. Cet article vient compléter les pans de la littérature sur la concurrence fiscale se consacrant à l'estimation de fonctions de réactions fiscales (Altshuler & Goodspeed 2002, Bruckner 2003, Chatelais & Peyrat 2008, Devereux & *al*, 2002 et Redoano, 2007) ou à l'estimation de l'élasticité des IDE aux taux d'imposition (De Mooij & Ederveen, 2003, Bénassy-Quéré & *al*. 2005). Nous estimons la réactivité de l'ensemble de la base imposable composée des profits des sociétés à la fois par rapport au taux d'imposition domestique et aux taux d'imposition étrangers.

Nous trouvons des élasticités directes positives, permettant donc de réfuter l'argument de « Yardstick competition » avancé notamment par Besley & Case (1995). La baisse des taux d'imposition en Europe est bien conduite par la concurrence fiscale. Ensuite, nous trouvons que les bases imposables sont beaucoup plus réactives aux taux d'imposition des pays voisins qu'aux taux du pays domestique. Ces externalités négatives diffèrent selon la taille du pays qui modifie sa politique fiscale. En effet, les profits sont beaucoup plus sensibles aux changements de taux d'imposition dans les petits pays. Cette sensibilité est accrue si la base se situe initialement dans un grand pays. Enfin, nous remarquons un effet « institutionnel » car la participation à l'UEM augmente la sensibilité des bases imposables. En conclusion, les grands pays semblent très vulnérables face à la concurrence fiscale car leur base imposable réagit fortement aux taux d'imposition des petits pays et très peu à leur taux domestique. De plus, les grands pays semblent très peu armés pour lutter car l'élasticité de la base fiscale des pays européens à leurs taux d'imposition est moins élevée que l'élasticité croisée aux taux des petits. Enfin, le fait d'appartenir à la zone euro accentue encore plus l'externalité fiscale. Nos résultats justifient donc la demande de la France et de l'Allemagne pour obtenir la coordination fiscale en Europe. En effet, la création d'externalités négatives par les stratégies fiscales non-coopératives des petits pays implique que les grands pays peuvent avoir une perte de croissance. Étant donné le poids important des grandes économies dans l'UEM, une faible croissance dans ces pays pourraient aussi produire une externalité négative pour les petits pays à travers une baisse de leurs exportations. La possibilité pour les pays européens de mettre en place des politiques non coopératives telle que la concurrence fiscale pourrait donc être néfaste pour l'UE dans son ensemble. Nous allons donc souligner dans la conclusion, le rôle majeur des institutions européennes dans la mise en place des stratégies opportunistes.

Annexes:

Tableau A.1 : Tests de spécification du Panel composé de tous les pays (25 pays)

| Etape 1 | $F_1 = \frac{(SCRC_1 - SCR_1)/[(N-1) - (K-1)]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$ | | | |
|-----------|--|-------------------|----------------|-------------------------------------|
| | SCR ₁ | SCRC ₁ | F ₁ | Test |
| WPIB | 8474,48 | 16795,38 | 6,14 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wdistance | 8434,89 | 17168,30 | 6,47 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wcentre | 8474,26 | 21831,92 | 9,85 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wimport | 8337,24 | 17816,58 | 7,11 | H ₀ ¹ rejetée |
| Etape 2 | $F_2 = \frac{(SCRC_2 - SCR_1)/[(N-1)K]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$ | | | |
| | SCR ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 8474,48 | 8517,16 | 0,06 | H ₀ ² vraie |
| Wdistance | 8434,89 | 8456,11 | 0,03 | H ₀ ² vraie |
| Wcentre | 8474,26 | 8482,99 | 0,01 | H ₀ ² vraie |
| Wimport | 8337,24 | 8449,30 | 0,17 | H ₀ ² vraie |
| Etape 3 | $F_3 = \frac{(SCRC_1 - SCRC_2)/(N-1)}{SCRC_2/[N(T-1) - K]}$ | | | |
| | SCRC ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 16795,38 | 8517,16 | 13,16 | H ₀ ³ rejetée |
| Wdistance | 17168,30 | 8456,11 | 13,95 | H ₀ ³ rejetée |
| Wcentre | 21831,92 | 8482,99 | 21,31 | H ₀ ³ rejetée |
| Wimport | 17816,58 | 8449,30 | 15,01 | H ₀ ³ rejetée |

Tableau A.2 : Tests de spécification du Panel composé des pays de la Zone euro (12 pays)

| Etape 1 | $F_1 = \frac{(SCRC_1 - SCR_1)/[(N-1) - (K-1)]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$ | | | |
|-----------|--|-------------------|----------------|-------------------------------------|
| | SCR ₁ | SCRC ₁ | F ₁ | Test |
| WPIB | 3998,19 | 6832,54 | 4,43 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wdistance | 4004,79 | 6901,86 | 4,52 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wcentre | 4017,90 | 8722,02 | 7,32 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wimport | 4024,75 | 7842,37 | 5,93 | H ₀ ¹ rejetée |
| Etape 2 | $F_2 = \frac{(SCRC_2 - SCR_1)/[(N-1)K]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$ | | | |
| | SCR ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 3998,19 | 4020,35 | 0,07 | H ₀ ² vraie |
| Wdistance | 4004,79 | 4016,23 | 0,04 | H ₀ ² vraie |
| Wcentre | 4017,90 | 4029,40 | 0,04 | H ₀ ² vraie |
| Wimport | 4024,75 | 4054,63 | 0,09 | H ₀ ² vraie |
| Etape 3 | $F_3 = \frac{(SCRC_1 - SCRC_2)/(N-1)}{SCRC_2/[N(T-1) - K]}$ | | | |
| | SCRC ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 6832,54 | 4020,35 | 9,44 | H ₀ ³ rejetée |
| Wdistance | 6901,86 | 4016,23 | 9,70 | H ₀ ³ rejetée |
| Wcentre | 8722,02 | 4029,40 | 15,72 | H ₀ ³ rejetée |
| Wimport | 7842,37 | 4054,63 | 12,61 | H ₀ ³ rejetée |

Tableau A.3 : Tests de spécification du Panel composé des grands pays (5 pays)

| Etape 1 | $F_1 = \frac{(SCRC_1 - SCR_1)/[(N-1) - (K-1)]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$ | | | |
|-----------|--|-------------------|----------------|-------------------------------------|
| | SCR ₁ | SCRC ₁ | F ₁ | Test |
| WPIB | 2105,29 | 3869,14 | 5,23 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wdistance | 2089,54 | 3499,11 | 4,21 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wcentre | 2102,08 | 4042,24 | 5,76 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wimport | 2064,66 | 4417,22 | 7,12 | H ₀ ¹ rejetée |
| Etape 2 | $F_2 = \frac{(SCRC_2 - SCR_1)/[(N-1)K]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$ | | | |
| | SCR ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 2105,29 | 2174,86 | 0,41 | H ₀ ² vraie |
| Wdistance | 2089,54 | 2170,41 | 0,48 | H ₀ ² vraie |
| Wcentre | 2102,08 | 2175,84 | 0,43 | H ₀ ² vraie |
| Wimport | 2064,66 | 2182,63 | 0,71 | H ₀ ² vraie |
| Etape 3 | $F_3 = \frac{(SCRC_1 - SCRC_2)/(N-1)}{SCRC_2/[N(T-1) - K]}$ | | | |
| | SCRC ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 3869,14 | 2174,86 | 10,51 | H ₀ ³ rejetée |
| Wdistance | 3499,12 | 2170,41 | 8,26 | H ₀ ³ rejetée |
| Wcentre | 4042,24 | 2175,84 | 11,58 | H ₀ ³ rejetée |
| Wimport | 4417,22 | 2182,63 | 13,82 | H ₀ ³ rejetée |

Tableau A.4 : Tests de spécification du Panel composé des petits pays (20 pays)

| Etape 1 | $F_1 = \frac{(SCRC_1 - SCR_1)/[(N-1) - (K-1)]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$ | | | |
|-----------|--|-------------------|----------------|-------------------------------------|
| | SCR ₁ | SCRC ₁ | F ₁ | Test |
| WPIB | 6275,90 | 11612,14 | 5,31 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wdistance | 6258,61 | 11022,71 | 4,76 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wcentre | 6279,35 | 14466,93 | 8,15 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wimport | 6175,59 | 10422,64 | 4,30 | H ₀ ¹ rejetée |
| Etape 2 | $F_2 = \frac{(SCRC_2 - SCR_1)/[(N-1)K]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$ | | | |
| | SCR ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 6275,90 | 6328,24 | 0,10 | H ₀ ² vraie |
| Wdistance | 6258,61 | 6283,54 | 0,05 | H ₀ ² vraie |
| Wcentre | 6279,35 | 6284,79 | 0,01 | H ₀ ² vraie |
| Wimport | 6175,59 | 6264,97 | 0,18 | H ₀ ² vraie |
| Etape 3 | $F_3 = \frac{(SCRC_1 - SCRC_2)/(N-1)}{SCRC_2/[N(T-1) - K]}$ | | | |
| | SCRC ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 11612,14 | 6328,24 | 11,27 | H ₀ ³ rejetée |
| Wdistance | 11022,71 | 6283,54 | 10,18 | H ₀ ³ rejetée |
| Wcentre | 14466,93 | 6284,79 | 17,58 | H ₀ ³ rejetée |
| Wimport | 10422,64 | 6264,97 | 8,96 | H ₀ ³ rejetée |

Tableau A.5 : Tests de spécification du Panel composé des pays hors Zone euro (13 pays)

| Etape 1 | $F_1 = \frac{(SCRC_1 - SCR_1)/[(N-1) - (K-1)]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$ | | | |
|-----------|--|-------------------|----------------|-------------------------------------|
| | SCR ₁ | SCRC ₁ | F ₁ | Test |
| WPIB | 4891,47 | 7343,95 | 3,13 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wdistance | 4934,81 | 6884,63 | 2,47 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wcentre | 4937,14 | 8537,90 | 4,56 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wimport | 5010,59 | 6484,03 | 1,84 | H ₀ ¹ rejetée |
| Etape 2 | $F_2 = \frac{(SCRC_2 - SCR_1)/[(N-1)K]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$ | | | |
| | SCR ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 4891,47 | 5084,47 | 0,49 | H ₀ ² vraie |
| Wdistance | 4934,81 | 5031,69 | 0,25 | H ₀ ² vraie |
| Wcentre | 4937,14 | 5052,31 | 0,29 | H ₀ ² vraie |
| Wimport | 5010,59 | 4987,76 | 0,06 | H ₀ ² vraie |
| Etape 3 | $F_3 = \frac{(SCRC_1 - SCRC_2)/(N-1)}{SCRC_2/[N(T-1) - K]}$ | | | |
| | SCRC ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 7343,95 | 5084,47 | 6,00 | H ₀ ³ rejetée |
| Wdistance | 6884,63 | 5031,69 | 4,97 | H ₀ ³ rejetée |
| Wcentre | 8537,90 | 5052,31 | 9,31 | H ₀ ³ rejetée |
| Wimport | 6484,03 | 4987,76 | 4,05 | H ₀ ³ rejetée |

Tableau A.6 : Tests de spécification du Panel composé des petits « éloignés » (12 pays)

| $F_1 = \frac{(SCRC_1 - SCR_1)/[(N - 1) - (K - 1)]}{SCR_1/[NT - N(K + 1)]}$ | | | | |
|--|-------------------|-------------------|----------------|-------------------------------------|
| Etape 1 | | | | |
| | SCR ₁ | SCRC ₁ | F ₁ | Test |
| WPIB | 3570,57 | 6768,30 | 5,60 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wdistance | 3551,14 | 6178,82 | 4,62 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wcentre | 3557,88 | 6335,14 | 4,88 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wimport | 3506,57 | 5875,88 | 4,22 | H ₀ ¹ rejetée |
| $F_2 = \frac{(SCRC_2 - SCR_1)/[(N - 1)K]}{SCR_1/[NT - N(K + 1)]}$ | | | | |
| Etape 2 | | | | |
| | SCR ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 3570,57 | 3614,81 | 0,15 | H ₀ ² vraie |
| Wdistance | 3551,14 | 3585,12 | 0,12 | H ₀ ² vraie |
| Wcentre | 3557,88 | 3584,77 | 0,09 | H ₀ ² vraie |
| Wimport | 3506,57 | 3564,74 | 0,21 | H ₀ ² vraie |
| $F_3 = \frac{(SCRC_1 - SCRC_2)/(N - 1)}{SCRC_2/[N(T - 1) - K]}$ | | | | |
| Etape 3 | | | | |
| | SCRC ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 6768,30 | 3614,81 | 11,78 | H ₀ ³ rejetée |
| Wdistance | 6178,82 | 3585,12 | 9,77 | H ₀ ³ rejetée |
| Wcentre | 6335,14 | 3584,77 | 10,36 | H ₀ ³ rejetée |
| Wimport | 5875,88 | 3564,74 | 8,75 | H ₀ ³ rejetée |

Tableau A.7 : Tests de spécification du Panel composé des petits « intégrés » (8 pays)

| Etape 1 | $F_1 = \frac{(SCRC_1 - SCR_1)/[(N-1) - (K-1)]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$ | | | |
|-----------|--|-------------------|----------------|-------------------------------------|
| | SCR ₁ | SCRC ₁ | F ₁ | Test |
| WPIB | 2705,00 | 3859,01 | 2,67 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wdistance | 2707,16 | 3468,83 | 1,76 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wcentre | 2721,20 | 4758,99 | 4,68 | H ₀ ¹ rejetée |
| Wimport | 2668,70 | 3493,12 | 1,93 | H ₀ ¹ rejetée |
| Etape 2 | $F_2 = \frac{(SCRC_2 - SCR_1)/[(N-1)K]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$ | | | |
| | SCR ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 2705,00 | 2698,78 | 0,03 | H ₀ ² vraie |
| Wdistance | 2707,16 | 2688,59 | 0,09 | H ₀ ² vraie |
| Wcentre | 2721,20 | 2669,04 | 0,24 | H ₀ ² vraie |
| Wimport | 2668,70 | 2698,36 | 0,14 | H ₀ ² vraie |
| Etape 3 | $F_3 = \frac{(SCRC_1 - SCRC_2)/(N-1)}{SCRC_2/[N(T-1) - K]}$ | | | |
| | SCRC ₁ | SCRC ₂ | F ₂ | Test |
| WPIB | 3859,01 | 2698,78 | 5,80 | H ₀ ³ rejetée |
| Wdistance | 3468,83 | 2688,59 | 3,92 | H ₀ ³ rejetée |
| Wcentre | 4758,99 | 2669,04 | 10,57 | H ₀ ³ rejetée |
| Wimport | 3493,12 | 2698,36 | 3,98 | H ₀ ³ rejetée |

Tableau A.8 : Tests de Hausman pour les différents panels

| | Pondération | Statistique d'Hausman | p-value | Type d'effets |
|---|-------------|--------------------------|---------|---------------|
| Panel Complet (25 pays) | DW | 0,02 | 0,90 | Effets Fixes |
| | GDP | 0,02 | 0,88 | Effets Fixes |
| | CENTRE | 0,39 | 0,53 | Effets Fixes |
| | IMP | 0,02 | 0,89 | Effets Fixes |
| Panel Petits Pays (20 pays) | DW | 0,02 | 0,89 | Effets Fixes |
| | GDP | 0,02 | 0,88 | Effets Fixes |
| | CENTRE | 1,59 | 0,21 | Effets Fixes |
| | IMP | 0,03 | 0,87 | Effets Fixes |
| Panel Grands Pays (5 pays) | DW | 0,00 | 0,96 | Effets Fixes |
| | GDP | 0,00 | 0,95 | Effets Fixes |
| | CENTRE | 0,11 | 0,74 | Effets Fixes |
| | IMP | 1,84 | 0,17 | Effets Fixes |
| Panel Zone Euro (12 pays) | DW | 0,01 | 0,91 | Effets Fixes |
| | GDP | 0,01 | 0,91 | Effets Fixes |
| | CENTRE | 1,23 | 0,27 | Effets Fixes |
| | IMP | 0,11 | 0,74 | Effets Fixes |
| Panel Non Zone Euro (13 pays) | DW | 0,01 | 0,91 | Effets Fixes |
| | GDP | 0,03 | 0,86 | Effets Fixes |
| | CENTRE | 0,07 | 0,79 | Effets Fixes |
| | IMP | 0,01 | 0,93 | Effets Fixes |
| Panel Petits Pays « intégrés » (8 pays) | DW | 0,01 | 0,92 | Effets Fixes |
| | GDP | 0,04 | 0,85 | Effets Fixes |
| | CENTRE | 0,80 | 0,37 | Effets Fixes |
| | IMP | 0,03 | 0,87 | Effets Fixes |
| Panel Petits Pays « éloignés » (11 pays) | DW | 0,01 | 0,94 | Effets Fixes |
| | GDP | 0,01 | 0,92 | Effets Fixes |
| | CENTRE | 0,02 | 0,89 | Effets Fixes |
| | IMP | 0,00 | 0,95 | Effets Fixes |

Tableau A.9 : Statistique de Moran pour les différents panels

| | Pondération | 1995 | 2001 | 2008 |
|---|-------------|-------|-------|------|
| Panel Complet (25 pays) | DW | 0,03 | 0,15 | 0,15 |
| | GDP | 0,06 | 0,08 | 0,17 |
| | IMP | 0,03 | 0,15 | 0,15 |
| Panel Petits Pays (20 pays) | DW | 0,09 | 0,07 | 0,09 |
| | GDP | -0,02 | 0,02 | 0,13 |
| | IMP | 0,09 | 0,07 | 0,09 |
| Panel Grands Pays (5 pays) | DW | -0,17 | -0,11 | 0,00 |
| | GDP | -0,01 | -0,05 | 0,03 |
| | IMP | -0,17 | -0,11 | 0,00 |
| Panel Zone Euro (12 pays) | DW | -0,21 | 0,04 | 0,06 |
| | GDP | 0,01 | -0,01 | 0,07 |
| | IMP | -0,21 | 0,04 | 0,06 |
| Panel Non Zone Euro (13 pays) | DW | 0,06 | 0,06 | 0,08 |
| | GDP | -0,05 | -0,12 | 0,07 |
| | IMP | 0,06 | 0,06 | 0,08 |
| Panel Petits Pays « intégrés » (8 pays) | DW | 0,03 | 0,03 | 0,08 |
| | GDP | -0,02 | 0,05 | 0,14 |
| | IMP | 0,03 | 0,03 | 0,08 |
| Panel Petits Pays « éloignés » (12 pays) | DW | 0,03 | 0,06 | 0,04 |
| | GDP | 0,02 | 0,11 | 0,14 |
| | IMP | 0,03 | 0,06 | 0,04 |

Tableau A. 10 : Statistiques descriptives des variables dépendantes

| | Moyenne | Max | Min | Ecart type | Obs. |
|------------------|---------|------|-------|------------|------|
| Taux nominaux | 29,8 | 56,8 | 10,0 | 8,0 | 350 |
| Taux effectifs | 27,5 | 48,5 | 9,7 | 7,5 | 253 |
| Wdistance | 29,9 | 37,0 | 20,9 | 3,8 | 350 |
| Wdistance Grands | 34,4 | 43,9 | 24,1 | 4,9 | 350 |
| Wdistance Petits | 31,3 | 40,6 | 20,9 | 3,8 | 350 |
| Ecart Distance* | -0,1 | 23,1 | -18,1 | 7,0 | 350 |
| WCentre | 37,8 | 43,6 | 18,9 | 4,6 | 350 |
| Wcentre Grands | 43,9 | 53,6 | 25,8 | 6,5 | 350 |
| Wcentre Petits | 37,8 | 43,6 | 18,9 | 4,6 | 350 |
| Ecart Centre* | -8,1 | 16,2 | -25,9 | 8,7 | 350 |
| WPIB | 28,5 | 37,6 | 18,5 | 4,4 | 350 |
| WPIB Grands | 30,7 | 39,9 | 19,5 | 5,7 | 350 |
| WPIB Petits | 30,4 | 37,5 | 20,4 | 3,6 | 350 |
| Ecart PIB | 1,3 | 23,2 | -17,0 | 7,0 | 350 |
| WImport | 35,3 | 47,7 | 24,1 | 4,8 | 350 |
| Wimport Grands | 37,9 | 52,1 | 27,0 | 5,7 | 350 |
| Wimport Petits | 34,3 | 47,7 | 24,1 | 4,9 | 350 |
| Ecart Import | -5,5 | 21,3 | -26,8 | 7,3 | 350 |

*Ecart = Taux nominal – moyenne pondérée des taux

Tableau A.11 : Statistiques descriptives des variables explicatives et des instruments

| | Moyenne | Max | Min | Ecart type | Observations |
|-----------------|---------|--------|------|------------|--------------|
| Chômage | 8,1 | 20,0 | 1,9 | 3,7 | 350 |
| PIB | 337,3 | 2071,0 | 3,0 | 520,0 | 350 |
| Coût du travail | 15,8 | 40,5 | 0,9 | 10,2 | 350 |
| Croissance | 3,3 | 10,0 | -1,9 | 2,1 | 350 |

Tableau A.12 : Composition des groupes de pays

| | |
|-----------------------------|---|
| Petits pays | Autriche, Belgique, Finlande, Grèce, Irlande, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal, Chypre, République Tchèque, Danemark, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Malte, Pologne, Slovaquie, Slovénie, Suède. |
| Grands pays | Allemagne, Espagne, France, Italie, Royaume-Uni. |
| Pays de la Zone euro | Autriche, Belgique, Allemagne, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal. |
| Pays hors Zone euro | Chypre, République Tchèque, Danemark, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Malte, Pologne, Slovaquie, Slovénie, Suède, Royaume-Uni. |
| Petits pays de la Zone euro | Autriche, Belgique, Finlande, Grèce, Irlande, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal. |
| Petits pays hors Zone euro | Chypre, République Tchèque, Danemark, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Malte, Pologne, Slovaquie, Slovénie, Suède. |
| Pays des PECO | Chypre, République Tchèque, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Malte, Pologne, Slovaquie, Slovénie. |
| Petits pays "intégrés" | Autriche, Belgique, République Tchèque, Irlande, Luxembourg, Pays-Bas, Slovénie. |
| Petits pays "éloignés" | Chypre, Estonie, Finlande, Grèce, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Malte, Portugal, Pologne, Slovaquie, Suède. |

Bibliographie :

Altshuler, R. & Goodspeed, T. (2002). *Follow the leader? Evidence on European and US tax competition*. Department of economics working papers, Rutgers University.

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Anselin, L., Bera, A. K., Florax, R. & Yoon, M. (1996). *Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence*. *Regional Science and Urban Economics*, 26(1), pp 77-104

Anselin, L, Le Gallo, J & Jayet, H. *Spatial Panel Econometrics*, chapter 18.

Auerbach, A. & Hassett, K. (1993), *Taxation and Foreign Direct Investment in the United States: A Reconsideration of the Evidence*. In A. Giovannini & al eds, *Studies in International Taxation*, pp114-144.

Barrios, S., Huizinga, H., Laeven, L., & Nicodème, G. (2008), *International Taxation and Multinational Firm Location Decisions*. Mimeo.

Bartelsman, E. & Beetsma, R. (2003), *Why Pay More? Corporate Tax Avoidance Through Transfer Pricing in OECD Countries*. *Journal of Public Economics* 87(9-10), pp. 2225–2252

Bellak, C., Leibrecht, M. & Römisch, R. (2005), *FDI and Taxation: Some Methodological Aspects and New Evidence for Central and Eastern European Countries*. In Workshop proceedings of the OeNB, January, No 6.

Bénassy-Quéré, A., Fontagné, L. & Lahrière-Révil, A. (2005): *How Does FDI React to Corporate Taxation?* *International Tax and Public Finance*, 12:583-603.

Besley, T. & Case, A. (1995), *Incumbent Behavior: Vote Seeking, Tax Setting and Yardstick Competition*. *American Economic Review* 85, pp. 25–45.

Bevan, A. & Estrin, S. (2000), *The Determinants of Foreign Direct Investment in Transition Economies*. CEPR DP, No. 2638.

Black, D. & Hoyt, W., (1989), *Bidding for firms*. *American Economic Review* 79, 1249– 1256.

Blonigen, B. (2005), *A Review of the Empirical Literature on FDI Determinants*. NBER Working paper, No 11299.

Brett, C. & Pinkse, J. (2000), *The Determinants of Municipal Tax Rates in British Columbia*. *Canadian Journal of Economics* 33(3), pp. 695–714. 2000.

Brett, C. & Tardif, C. (2006), *The Grants are Falling! The Grants are Falling! Municipal Government Response to Changes in Provincial Support in New Brunswick, 1983–2003*. Mount Allison University Working Paper, Department of Economics.

Brueckner, J K. (1999), *Testing for Strategic Interaction among Local Governments: The Case of Growth Controls*. *Journal of Urban Economics* 44(3), 438-467.

Brueckner, J K. (2003), *Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies*. International Regional Science Review, 26(2), April pp 175-188.

Buch, C., Kokta, R. & Piazolo, D. (2003), *Foreign Direct Investment in Europe: Is There a Redirection from the South to the East?* Journal of Comparative Economics, 31, 94–109.

Bucovetsky, S. (1991). *Asymmetric Tax Competition*. Journal of Urban Economics, vol.30(2):pp 167-181, September.

Buettner, T. (2002), *The Impact of Taxes and Public Spending on the Location of FDI: Evidence from FDI-Flows Within Europe*. ZEW Discussion Paper, No 02-17.

Buettner, T. (2003), *Tax Base Effects and Fiscal Externalities of Local Capital Taxation: Evidence from a Panel of German Jurisdictions*. Journal of Urban Economics 54, pp. 110–128.

Carstensen, K. & Toubal, F. (2004), *Foreign Direct Investment in Central and Eastern European Countries: A Dynamic Panel Analysis*. Journal of Comparative Economics, 32, 3–22.

Case, A., Rosen, H. & Hines, J. (1993), *Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States*. Journal of Public Economics 52(3), 285-307.

Chatelais, N. & Peyrat, M. (2008), *Are Small countries leaders of the European Tax Competition?* WP cahiers de la MSE

Chatelais, N. (2011), *Modèle de Concurrence Fiscale entre Pays de Taille Inégale Incluant des Forces d'Agglomération*. Document de travail du CES.

de Mooij, R. & Ederveen, S. (2003), *Taxation and Foreign Direct Investment: A Synthesis of Empirical Research*. International Tax and Public Finance, 10(6), 673–93.

de Mooij, R. & Nicodème, G. (2008), *Corporate Tax Policy and Incorporation in the EU*. International Tax and Public Finance, 15, pp. 478–498.

Desai, M. & Dharmapala, D. (2007), *Taxes, Institutions and Foreign Diversification Opportunities*. NBER Working Paper 13132.

Desai, M., Foley, C. & Hines, J. Jr. (2004), *Foreign Direct Investment in a World of Multiple Taxes*. Journal of Public Economics, 88, 2727–2744.

Devereux, M. (2007a), *Developments in the Taxation of Corporate Profit in the OECD Since 1965: Rates, Bases and Revenues*. Working Papers 0704, Oxford University Centre for Business Taxation.

Devereux, M. (2007b), *The Impact of Taxation on the Location of Capital, Firms and Profit: A Survey of Empirical Evidence*. Oxford University Centre for Business Taxation Working Papers, 07/02.

Devereux, M. (2008), *Taxing Foreign Profit: Economic Principles and Feasibility*. Mimeo.

Devereux, M. & Griffith, R. (1998a), *Taxes and the Location of Production: Evidence from a Panel of US Multinationals*. Journal of Public Economics, 68, 335–367.

Devereux, M. & Griffith, R. (1998b), *The Taxation of Discrete Investment Choices*. Keele Department of Economics Discussion Papers (1995-2001) 98/08.

Devereux, M. & Griffith, R. (2003), *Evaluating Tax Policy for Location Decisions*. International Tax and Public Finance, 10 (2), pp. 107–26.

Dunning, J. (1981), *International Production and the Multinational Enterprise*. London, Allen & Unwin

Frenkel, M., Funke, K. & Stadtmann, G. (2004), *A Panel Analysis of Bilateral FDI Flows to Emerging Economies*. Economic Systems, 28, 281–300.

Gorter, J. & de Mooij, R. (2001), *Capital Income Taxation in Europe : Trends and Trade-Offs ?* CPB Special publications, 30, CPB Netherlands Bureau of Economic Policy Analysis.

Griffith, D A. (1992), *What is spatial autocorrelation? Reflections on the past 25 Years of Spatial Statistics*. L'Espace Géographique, vol 21, pp. 265-280.

Griffith, R. & Klemm, A. (2004), *What Has Been the Tax Competition Experience of the Past 20 Years?* Institute for Fiscal Studies (IFS) Working Papers W04/05.

Haufler, A., & Wooton, I. (1999), *Country Size and Tax Competition for Foreign Direct Investment*. Journal of Public Economics 71, 121 – 139.

Hines, J. (1999), *Lessons from Behavioral Responses to International Taxation*. National Tax Journal, June, pp. 305–322.

Hines, J. & Hubbard, R. (1990), *Coming Home to America: Dividend Repatriations by U.S. Multinationals*. In: Assaf Razin and Joel Slemrod (eds.), *Taxation in the global economy*, University of Chicago Press, Chicago, IL.

Hines, J. & Rice, E. (1994), *Fiscal Paradise: Foreign Tax Havens and America Business*. NBER, WP n°3477.

Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*, Econometric society Monographs N011. Cambridge University Press.

Huizinga, H. & Nicodeme, G. (2006). *Foreign ownership and corporate income taxation: An empirical evaluation*. European Economic Review, Elsevier, vol. 50(5), pages 1223-1244, July

Huizinga, H. & Laeven, L. (2007), *International Profit Shifting within European Multinationals*. CEPR Discussion Papers No. 6048.

Huizinga, H., Laeven, L. & Nicodéme, G. (2008), *Capital Structure and International Debt Shifting*. Journal of Financial Economics, 88, pp 80-118.

Kelejian, H. & Prucha, I. (1999), *A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model*. International Economic Review 40(2), p. 509–533.

Kelejian, H. & Prucha, I. (2006), *Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroscedastic Disturbances*. Department of Economics, University of Maryland.

Kelejian, H., Kapoor, M. & Prucha, I. (2007), *Panel Data Models with Spatially Correlated Error Components*. Journal of Econometrics 140, pp. 97-130.

Kinoshita, Y. & Campos, N. (2003), *Why Does FDI Go Where It Goes? New Evidence from the Transition Countries*. CEPR Discussion paper, No 3984.

Razin, A., Rubinstein, Y. & Sadka, E. (2004), *Fixed Costs and FDI: The Conflicting Effects of Productivity Shocks*. NBER working paper, No 10864.

Redoano, M. (2007), *Fiscal Interactions among European Countries. Does the EU Matter?* CESIFO Working Paper No. 1952.

Revelli, F. (2005), *On Spatial Public Finance Empirics*. International Tax and Public Finance 12, pp. 475–492.

Scholes, M. & Wolfson, M. (1990), *The Effect of Changes in Tax Laws on Corporate Reorganization Activity*. Journal of Business, University of Chicago Press, vol 63(1), pp141-164 .

Weichenrieder, A. (2007), *Profit Shifting in the EU: Evidence from Germany*. CESifo Working Paper No. 2043.

Wilson, J. (1991), *Tax competition with interregional differences in factor endowments*. Regional Science and Urban Economics 21, pp 423– 452.

Wilson, J. (1999), *Theories of tax competition*. National Tax Journal 52, 268– 304.

Wolff, G. (2005), *Measuring Tax Burdens in Europe*. ZEI working paper, B05-9.

Zodrow, G. & Mieszkowski, P. (1986). *Pigou, Tiebout, Property Taxation, and the Underprovision of Local Public Goods*. Journal of Urban Economics 19, pp 356-370.